Catalogue no. 11F0019MIE — No. 261
ISSN: 1205-9153
ISBN: 0-662-40833-0

Research Paper

Analytical Studies Branch Research Paper Series

All in the Family: A Simultaneous Model of Parenting Style and Child Conduct

by Peter Burton, Shelley Phipps and Lori Curtis

Family and Labour Studies Division
24th floor, R.H. Coats Building, Ottawa, K1A 0T6

Telephone: 1 800 263-1136

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

All in the Family: A Simultaneous Model of Parenting Style and Child Conduct

by

Peter Burton
Shelley Phipps
and
Lori Curtis

11F0019MIE No. 261
ISSN: 1205-9153
ISBN: 0-662-40833-0

Family and Labour Studies Division
Statistics Canada

How to obtain more information:
National inquiries line: 1 800 263-1136
E-Mail inquiries: infostats@statcan.ca

The paper is available on Internet: (www.statcan.ca)

August 2005

We would like to thank Lynn Lethbridge for superb research assistance and Miles Corak, Director of Family and Labour Studies at Statistics Canada for access to the data. Burton and Phipps gratefully acknowledge the financial support of the Social Sciences and Humanities Research Council of Canada; Curtis acknowledges the financial support of the Dalhousie Faculty of Medicine.

Published by authority of the Minister responsible for Statistics Canada

© Minister of Industry, 2005

All rights reserved. The content of this publication may be reproduced, in whole or in part, and by any means, without further permission from Statistics Canada, subject to the following conditions: that it is done solely for the purposes of private study, research, criticism, review, newspaper summary, and/or for non-commercial purposes; and that Statistics Canada be fully acknowledged as follows: Source (or "Adapted from", if appropriate): Statistics Canada, name of product, catalogue, volume and issue numbers, reference period and page(s). Otherwise, no part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopy, for any purposes, without the prior written permission of Licensing Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Cette publication est disponible en français.

Note of appreciation:

Canada owes the success of its statistical system to a long-standing partnership between Statistics Canada, the citizens of Canada, its businesses, governments and other institutions. Accurate and timely statistical information could not be produced without their continued cooperation and goodwill.

Table of Contents

1. Introduction 5

    1.1 Economic models of 'parenting' 5

2. The model 7

    2.1 An example 9

3. Empirical support 11

    3.1 The data 11
    3.2 Empirical specification 12
    3.3 Empirical results 14
        3.3.1 Specification tests 14
        3.3.2 Final results 16

4. Conclusions 17

Figures 18

Tables 20

References 25

Abstract

The upbringing of children is modeled as a modified principal agent problem in which children attempt to maximize their own well-being when faced with a parenting strategy chosen by the parent, to maximize parent's perception of family well-being. Thus, children as well as parents are players, but children have higher discount rates than parents. The simultaneity of parenting and child behaviour is confirmed using the 1994 Canadian National Longitudinal Survey of Children.

Keywords: Children, parenting, within-family

JEL Classifications: J13

105-07059/

1 Introduction

> Parenting is probably the most important public health issue facing our society. It is the single largest variable implicated in childhood illnesses and accidents; teenage pregnancy and substance misuse; truancy, school disruption, and underachievement; child abuse; unemployability; juvenile crime; and mental illness. These are serious in themselves but are even more important as precursors of problems in adulthood and the next generation (Hoghughi, 1998).

A significant body of empirical literature, largely outside economics, suggests that parenting style is a key determinant of both child health and academic achievement (e.g., Feinstein and Symons, 1999; Lamborn, et al., 1991; McLeod and Shanahan, 1993; Steinberg, et al., 1992). Much of this evidence is from the United States or United Kingdom. However, recent Canadian research using the National Longitudinal Survey of Children and Youth (NLSCY) also emphasizes the importance of parenting style as a determinant of children's health (e.g., Chao and Willms, 1998; Ross et al., 1998).

As indicated by the quotation at the beginning of the paper, the direction of causality in this literature is generally taken to be from the parent to the child (i.e., good parenting leads to good outcomes for children), with the policy implication that we may be able to improve educational and health outcomes for children by improving parenting practices. This paper takes a somewhat different approach. While, we do not dispute the idea that better parenting skills would be beneficial for children, we do argue that treating 'parenting style' as an exogenous variable in models of children's attainment oversimplifies a complicated reality. Although children presumably respond to their parents' behaviour, it is also true that parents respond to their children's behaviour. That is, more praise may encourage a child to do well, but it is also true that parents may praise more when their children are doing well; censure more severely when the child is misbehaving.

Although occasional reference is made in the parenting literature to the possibility of endogeneity of parenting style to child behaviour (see, for example, Lamborn et al., 1991, p. 1062), we are aware of none which make this their theoretical focus and only two which make any effort to deal with the issue empirically (see Feinstein and Symons, 1999; and Hou, 2000).

1.1 Economic models of 'parenting'

Economists have paid less attention than scholars in other disciplines to 'parenting behaviour'. While there is a significant amount of literature attempting to explain children's attainments (see Haveman and Wolfe, 1995 for an excellent survey), the focus of this research could be described as being on 'production inputs' rather than upon an 'interactive production process'.

Economics as a discipline is dominated by models in which individual agents make utility-maximizing choices. Hence, it is not surprising that the most influential model of the determinants of child attainment is one which focuses upon how parental choices affect outcomes for children (see Becker and Tomes, 1986). Very simply, it is assumed that parents

allocate resources between personal consumption today and investment in the future of their children in order to maximize parents' utility today. Utility maximization occurs subject to the constraint of available income, and the relative prices of consumer goods versus investment in children. Children's attainments will depend upon how much parents choose to invest in them, where 'investing' means making expenditures on their skills, health, learning, motivation, 'credentials', and many other 'characteristics' (Becker and Tomes, 1986, p. S5). The child himself/herself is not a participant in this process, nor is the process by which this happens really outlined.

Leibowitz (1974) adds the idea that investments in children will depend upon the amount and the quality of time parents spend with their children, upon material investments, where quality of time is assumed to increase with parental education. The focus upon both the quantity and the quality of time provides a richer description of the process of child-rearing, but the child is again essentially just a 'lump of raw material' acted upon by the parent.

In the first stage of our paper, we develop a model in which child well-being is the outcome of a simple game in which *both* parent and child are players. In this way, we aim to get inside the 'black box' of parent/child interactions within the family and study the process by which time and money are combined to result in particular outcomes for children. Haveman and Wolfe (1995) also argue that children's attainments will depend upon choices made by children themselves, though they do not develop this idea theoretically. In the game used here, an important point is that the child players are not just 'small adults' (see Phipps, 1999 for a discussion of some of the key ways, in the context of microeconomic theory, in which children differ from adults). For our purposes, the key difference between the adult and child players is that it is assumed that children have much higher discount rates than adults.

Children are assumed to maximize individual utility which depends upon their own behaviour as well as responses from the parent (e.g., praise versus punishment, or 'parenting' behaviours). Parents are assumed to maximize the parent's idea of 'family welfare' which depends upon adult as well as child utility.

We acknowledge the on-going nature of parent/child interactions. However, a recent literature on the development of 'reputation' suggests that, under certain conditions, the dynamic game might be approximated by a static problem of mechanism design. For instance, we argue that parents can develop reputations about how they will respond to particular child behaviours (e.g., they may be perceived as 'strict' or 'soft'). Fudenberg and Levine (1989, 1992) find that a relatively 'patient' player (i.e., in this case the parent) can convince single period opponents (i.e., children with very high discount rates) who are aware of past actions that the parent is committed to a strategy of response in each period (i.e., to picking a parenting strategy that would make 'family welfare' as high as possible, given the child's response). Schmidt (1993) finds the same result for a 'patient' player facing less patient long-run opponents as long as there are conflicting interests (i.e., there must be some reason for the less patient player to experiment). Celentani et al. (1996) and Evans and Thomas (1997) extend this to allow for imperfect observability as a reason that a less patient opponent would try off-equilibrium actions and generalize the required conditions.

Thus, if children have higher discount rates than parents, theory suggests that parents should be able to do at least as well as they could by being actually committed to adhere to a strategy. Any improvement on this outcome (e.g., from not remaining consistent with the chosen parenting

style) is only possible if the child cannot distinguish the parent's actual behaviour from the perceived strategy and therefore continues to play taking the parenting strategy as given. While acknowledging that the parent may be able to engage in some behaviour that is inconsistent with the chosen parenting strategy (e.g., not censuring an occurence of bad behaviour), we assume that the child is perceptive enough about any changes in the 'rules' that such inconsistent behaviour is very limited. As a result, this paper models the parent/child interactions as a simple problem of static mechanism design.

The next section of this paper contains a simple model of parent/child interactions in which both the parent and the child are players and where the child is assumed to differ from the adult by having a higher discount rate. As a result, both the child's observed behaviour and parent's observed behaviour depend upon the influences on and characteristics of both parent and child. Section 3 is an empirical exploration of the parent/child interaction using microdata from the Statistics Canada National Longitudinal Survey of Children and Youth. By explicitly addressing the simultaneous nature of parent/child interactions, we add to the empirical literature in this area which generally treats parental behaviour as exogenous to child actions. Section 4 addresses the conclusions.

2 *The model*

The model presented in this paper amounts to a simple mechanism design decision by the parent[1] who is assumed to have incomplete information about the child's mood, which may vary from day to day or even moment to moment (e.g., as a result of lack of sleep, problems at school, "too much sugar", etc.). Thus, the parent's strategy space is not defined in terms of a single action but in terms of a set of responses to all possible actions of the child. This may be summarized as a 'parenting strategy'. In its simplest form, this might consist of the choice of an expected level of good behaviour, above which the child is praised, and below which the child is censured. In addition, the parent must choose how the level of praise (or censure) responds to the level of behaviour (e.g., how quickly does censure escalate in response to increasing bad behaviour on the part of the child). Since the child has a relatively high discount rate, he is assumed not to care about the implications of his actions on his future utility. A high discount rate also implies that he can be assumed to take the parent's choice of strategy as given and to act accordingly (given his personality and the stresses he faces). Thus, different children or the same child under different conditions (e.g., not enough sleep) may behave differently though faced with the same parenting strategy.

In particular, assume that the child's current well-being[2], $U_0^C(p, e(a|x)|x)$, depends upon the amount of praise, p, he receives and the effort, e, he must exert to maintain a level, a, of good

1. For ease of exposition, we will refer to the 'parent' as 'she' and the child as 'he'. In fact, in the empirical section of the paper, almost all parents are mothers.

2. The use of 'effort' in the child's utility function is done to avoid the interpretation that the child dislikes 'good' behaviour. Instead, a child may 'find it hard to be good'.

behaviour.[3] Of course, the relationship between behaviour level and effort depends upon the 'personality" of the child, x, which is in turn a product of the child's genetic, physiological, and environmental influences (e.g., age, gender, stress at school/day care). However, the parent's choice of parenting strategy, Z, has established a relationship between behaviour and the level of praise, $p = f(a|Z)$.

Thus, the child attempts to solve $\max_a U_0^C(p, e(a|x)|x)$ subject to $p = f(a|Z)$.

The first order condition,

$$\frac{\partial U_0^C}{\partial p}\frac{\partial f}{\partial a} + \frac{\partial U_0^C}{\partial e}\frac{\partial e}{\partial a} = 0,$$

reveals that the child would balance the marginal (dis)utility of behaving 'better', $\partial U_0^C / \partial a \equiv (\partial U_0^C / \partial e)(\partial e / \partial a)$, with the marginal utility of praise, $\partial U_0^C / \partial p$, multiplied by response of praise to more good behaviour, $\partial f / \partial a$.

The outcome in terms of both child's behaviour/misbehaviour and the level of praise/punishment will depend upon both the parenting strategy and the child's type, $a^*(Z,x)$ and $p^*(Z,x)$. This means that we may observe different combinations of behaviour/mis-behaviour and praise/censure when different children or even the same child in different moods interact with any particular parenting strategy. For instance, Figure 1 indicates the outcomes for a child who is short on sleep and therefore less willing/able to make the effort to 'behave well/control himself.' (This could equally well be interpreted as indifference curves for different children -- e.g., one who is naturally more 'boisterous' than another.)

The parent, in turn, attempts to maximize a family welfare function[4] depending upon her own current well-being, U^P, the child's future well-being[5], U_1^C and the child's current utility, U_0^C,

$$W(U^P, U_1^C, U_0^C).$$

---

3. It is assumed that the child's utility is increasing in praise, $\partial U_0^C / \partial p > 0$, and decreasing in effort, $\partial U_0^C / \partial e < 0$, as well as being quasiconcave in these variables. In addition, effort is assumed to be increasing, $\partial e / \partial a > 0$, and convex in the level of good behaviour, $\partial^2 e / \partial a^2 \geq 0$. Finally, it is assumed that the parent chooses a parenting style so that the level of praise is increasing and concave in the level of good behaviour, $\partial f / \partial a > 0$, $\partial^2 f / \partial a^2 \leq 0$.

4. Note that this could include the possibility of a paternalistic social welfare function, $W(U^P, U_1^C, U_0^C, a)$.

5. More precisely, the parent's measure of family welfare should depend upon her *perception* of the child's utility, $\hat{U}_0^C$, $\hat{U}_1^C$.

The parent's well-being depends upon the child's behaviour/mis-behaviour and the level of praise (or censure) provided, given the parent's type, y, $U^P(a^*, p^* | y)$. In addition, the child's current and future well-being may depend upon his current behaviour and the praise received, $U_0^C(a^*, p^* | x)$, $U_1^C(a^*, p^* | x)$. Of course, the 'types' of both parent and child may depend upon the stresses in their lives as well as their innate characteristics. For instance, Figure 2 indicates the outcome of parenting style that may develop in a parent who is experiencing marital stress.

In this case, lower amounts of praise are provided at every level of good behaviour and the parent provides less additional praise in response to a given improvement in behaviour (i.e., both the intercept and slope of the parenting strategy are changed). In addition, note that stresses on the parent indirectly cause the child's well-being to be reduced (he/she is on a lower indifference curve).

Thus, the welfare function can be written in terms of the child's behaviour and the level of praise, and the types of both parent and child. However, the realized levels of activity and praise were chosen by the child from the menu of combinations made available by the parenting strategy (i.e., $a^*(Z,x)$ and $p^*(Z,x)$. As a result, the parent can be thought of as choosing dimensions of a parenting strategy, z_i (e.g., behaviour threshold for praise, degree of response to better behaviour), in an attempt to solve $\max W(a^*(Z,x), p^*(Z,x) | y, x)$.

The first order conditions

$$\frac{\partial W}{\partial a}\frac{\partial a^*}{\partial z_i} + \frac{\partial W}{\partial p}\frac{\partial p^*}{\partial z_i} = 0 \;\forall i$$

balance the effects of changing some component of the parenting strategy on better behaviour and the effects on praise. The optimal parenting strategy for any particular parent will depend upon the types of both the child, x, and the parent, y; $Z^*(x, y)$. As a result it should be possible to determine how the level of praise is related to the behaviour of the child and the characteristics of both child and parent, $p=f(a,x,y)$. In addition, the child's first order conditions should allow behaviour to be related to the amount of praise as well as the characteristics of parent and child, a(p,x,y).

2.1 An example

A child attempts to maximize utility,

$$U^C(a, p) = \alpha \ln(p) - \beta \ln(a),$$

subject to the parenting strategy, $p = -\bar{c} + sa$, where a is a measure of 'good behaviour' and p is positive reinforcement or praise ($p<1$ is discipline or censure). Note that the child is assumed to find it difficult (i.e., it reduces utility) to achieve a level of good behaviour greater than $\bar{a}=1$.

The first order conditions imply that

$$a = \frac{\beta}{\alpha s} p.$$

Substituting into the parenting strategy yields the equilibrium levels of child behaviour and praise depending upon the type of the child (as given by α and β) and the choice of parenting strategy parameters (i.e., $\bar{c}, s$),

$$a^* = \frac{\beta \bar{c}}{(\beta - \alpha)s}$$

$$P^* = \frac{\alpha \bar{c}}{(\beta - \alpha)}.$$

The parent(s) decide upon a parenting strategy by choosing the maximum amount of censure, $\bar{c}$, and the marginal praise in response to more of the 'good' activity, s, (i.e., the intercept and slope)[6] so as to maximize $W(\bar{c}, s, \alpha, \beta) = U^P + \theta U^C$ where $U^P = \gamma a - \delta(p - \pi)$ (i.e., some effort is required to praise beyond a certain level, π). Here the child's future utility is subsumed within the parent utility function, U^P.

The first order conditions yield

$$\bar{c}^* = \frac{\theta(\beta - \alpha)}{\delta}$$

$$s^* = \frac{\gamma}{\delta}.$$

These result in reduced form expressions for behaviour and praise that depend upon the preferences of both the parent and child and the parent's concern for the child's immediate well-being,

$$a^{**} = \frac{\theta\beta}{\gamma}$$

and

$$p^{**} = \frac{\alpha\theta}{\delta}.$$

To derive simultaneous equations, normalize the child's preferences so that $\beta - \alpha = 1$, let the child's type affect the value of alpha, $\alpha(x)$, and let the parent's type affect the relative weight given to the child's current wishes versus and the parent's current (or the child's future) well-

6. Note that this is equivalent to choosing an activity threshold for praise versus censure, $\bar{c} / s$, and the marginal praise in response to more good activity, s.

being, $\theta(y)$. As a result, the child's choice of behaviour level will be written as a function of his 'type' (including external influences on the child) and the amount of praise,

$$a^* = \frac{(1+\alpha(x))\delta}{\alpha(x)\gamma} p,$$

while the amount of praise depends upon the parent's 'type' (including external influences on the parent) and the level of good behaviour,

$$p^* = \frac{-\theta(y)}{\delta} + \frac{\gamma}{\delta} a.$$

The possibility that parent/child interactions are best estimated with such a system of equations is investigated in the following section.

3 *Empirical support*

3.1 *The data*

The data employed for our empirical investigation of parent/child interactions are drawn from Cycle One of the National Longitudinal Survey of Children and Youth (NLSCY) which is a representative national sample of Canadian children aged 0 to 11 years in 1994.[7] Children included in the data set come from a subset of households that had recently participated in the Labour Force Survey. Thus, children living in the northern territories, on Indian Reserves or in institutions are not included in the sample. The information about the child used in this paper is provided by the 'person most knowledgable about the child' (pmk)—the mother in 90.3 percent of cases in our sample. Information was collected during face-to-face interviews, usually lasting about 2 hours for 1 child and more if multiple children from the same family were included in the sample.

To motivate the main part of our empirical analysis, we first present some evidence about *differences* in reported parenting behaviours for a subset of children from two-parent families, who have *siblings* who are also included in the data set, and where both children are aged 4 to 11 years (3,565 observations). Thus, the same parent, generally a mother, answered the questions about *both* children. We are curious to know whether the mother says she parents the same way for both children or whether she reports cross-child differences. The NLSCY reports 4 different parenting scores: 1) a positive interactions score; 2) a hostile/ineffective score; 3) a consistency score; 4) and a punitive aversive score. (Details of the content of these scores are provided in Appendix 1.) In Table 1, we indicate the percentage of children for whom the parent reports exactly the same score. This ranges from 14.1 percent for 'hostile-ineffective' parenting (a 25 point scale) to 29.4 percent with identical scores for 'punitive-aversive' parenting (a 16 point scale). The correlation between sibling parenting scores ranges from 0.552 for 'hostile-

7. Although 1996 and 1998 data are now available, not all variables required for this analysis are contained in the later survey years. This paper uses the master files for 1994.

ineffective parenting' to 0.676 for 'punitive-aversive' parenting. This evidence, while very informal, suggests that observed parenting behaviours are not identical for all children in a family. This is consistent with our hypothesis that the parenting behaviours and child outcome pairs we observe depend upon *both* the parent and the child—that parenting is at least partially a response to the behaviour of the child.

The main part of our empirical analysis focuses upon children aged 6 to 11 years, regardless of whether or not the child has a sibling in the sample (i.e., we now drop the sibling pair analysis). We prefer to focus on children in this age range for two reasons: 1) although anyone who has dealt with a two-year old knows that he can have a 'mind of his own', the sort of decision-making outlined above seems more appropriate as a description of older children; 2) we do not have children older than 11 available in the first wave of the NLSCY data which we use here (and some of the variables which we employ are not available in subsequent waves of the NLSCY which would have older children). We have excluded children who do not live in two-parent families since it seems likely that parenting of any individual will be affected by his or her marital status. These exclusions, as well as exclusion of observations with non-response to any question used in our analysis leaves us with a final estimating sample of 8,481 children aged 6-11. Basic means/frequencies are reported in Table 2.

3.2 Empirical specification

The main message of the theoretical framework outlined above is that any observed combination of parent/child behaviour will be the result of an *interactive* process. That is, causality is not uni-directional from 'parenting' to child behaviour but 'parenting' can also be a *response* to child behaviour. Thus, an appropriate empirical strategy involves estimation of a simultaneous system of parent/child behavioural equations.

Although, as noted above, the NLSCY contains information about a variety of parenting behaviours, for illustration of this point, we have decided to study what is labelled as the 'punitive/aversive' parenting index. The four questions included in the 'punitive/aversive' index of parenting style are: 1) "When your child breaks the rules or does things that he/she is not supposed to, how often do you calmly discuss the problem?" 2) "When your child breaks the rules or does things that he/she is not supposed to, how often do you raise your voice, scold or yell at him/her?" 3) "When your child breaks the rules or does things that he/she is not supposed to, how often do you use physical punishment?" 4) "When your child breaks the rules or does things that he/she is not supposed to, how often do you describe alternative ways of behaving that are acceptable?" Possible answers to each of the parenting questions were: always = 1; often = 2; sometimes = 3; rarely = 4; never = 5. Values were reversed for the last two questions before summing to generate a score which ranges in reported value from 4 to 19. The mean punitive/aversive score for pmk's in our sample was 8.80 (see Table 2).

We chose the 'punitive/aversive' parenting index because it seemed closest to the theoretical model outlined above. For example, parents who report that they yell more often might be viewed as having more 'steeply-sloped' parenting strategies. A problem with several of the other measures was that they contain many questions about parenting with important duration components (e.g., how many times during the day you laugh with your child depends upon how much time you spend with your child—see Appendix 1). To capture the idea of parenting

strategy, we believed it to be more important to focus upon percentages of time spent. A final comment to make about our choice of parenting index is that the punitive/aversive parenting index exhibits the highest correspondence across siblings of any of the measures available in the NLSCY (see Table 1). Thus, if anything, we might expect to find *less* endogeneity for this than for other measures of parenting (i.e., if anything, our choice should lead to a bias *against* finding that parenting behaviour is endogenous to child conduct).

Our measure of child behaviour is an index of 'conduct disorder/physical aggression.' Pmk's were asked 'How often would you say that your child:' 1) gets into many fights; 2) when another child accidentally hurts him/her (such as bumping into him/ her) assumes the child meant to do it, then reacts with anger and fighting; 3) physically attacks people; 4) threatens people; 5) is cruel, bullies or is mean to others; 6) kicks, bites, hits other children. Possible answers to each question were: 'never or not true' = 0; 'sometimes or somewhat true' = 1; 'often or very true' = 2. Values were summed to obtain a total score which could thus range in value from 0 to 12. The mean for our sample was 1.21 (see Table 2).

While child conduct may not seem as 'typically economic' an outcome as, say, over-all health, we wanted to choose an outcome which would have some scope for being the result of the children's own choices as well as being an important predictor of the child's eventual attainment. Pragmatically, the choice of conduct disorders facilitates the econometrics since this outcome is measured on a scale from 4 to 14 rather than on a scale from 1 to 5 (as was the case for success at school, which would otherwise have been an ideal candidate for analysis).

The first step in our empirical analysis was to estimate simple ordinary least squares regressions for both parenting behaviour and child conduct. Explanatory variables included in both models are: 1) a dummy variable equal to one if the family is low income, defined as having family income less than 50 percent of median equivalent income for the country, using an OECD equivalence scale—17.6 percent of children—see Table 2); 2) number of children in the household (mean = 2.5); 3) age of the child (mean = 8.5 years); 4) a dummy=1 if the child if female (48.4 percent); 5) a dummy=1 if the pmk has less than high-school education (15.5 percent); 6) a dummy if the pmk is more than 35 years of age (66.7 percent); 7) a dummy=1 if the pmk is an 'at home' mother (28.9 percent); 8) number of weekly hours *not* spent in paid employment by the pmk (mean = 88.8 hours). Past work with the NLSCY (see, for example, Dooley et al., 1998; Curtis and Phipps, 2000; Curtis et al., forthcoming) suggests that these are a reasonable basic set of controls for both equations.

Additionally, in the child conduct equation, we include a dummy=1 if the child has changed child care (presumably 'after-school' care since all children in our sample are school-aged) in the last year because the caregiver or program was no longer available (1.7 percent). We take this to be an exogenous event likely to affect the child's behaviour but unlikely to affect parenting. Finally, we include a dummy=1 if the pmk indicates that the child has no close friends (1.8 percent). Again, this may well influence how much the child 'acts out' but is unlikely to influence parenting style.

In the parenting equation, in addition to the basic controls noted above, we include, first, a dummy variable indicating that the pmk is attending school as opposed to working in the paid labour market (we have already controlled in both equations for pmk being 'out of home'). In our sample, 8.6 percent of children have pmk's who are attending school. Controlling for family

income, from the child's perspective, it should not matter if the pmk is at the office[8] or in the classroom. However, this may well influence parenting style since different pressures/expectations would be in place (and/or this could be an indicator of parental motivation).

Finally, we include a variable indicating the proportion of people aged 15+ in the neighbourhood who have less than a high-school education (mean is 34.5 percent). If low levels of parental education are associated with 'poorer' parenting behaviour, then it is possible that reference group norms could negatively affect parenting style, but it is not obvious how this would directly affect the child's conduct.

3.3 Empirical results[9]

Basic OLS regressions, without the potentially endogenous variables, are reported in column 1 of Tables 3 and 4, for child conduct and parenting style, respectively. Note the improvement in each equation when we add 'parenting' to the child conduct equation and 'child conduct' as a predictor of parenting style. The adjusted R-squared for the child conduct model increases from 0.036 to 0.095; the adjusted R-squared in the parenting equation increases from 0.013 to 0.071. Our index of 'punitive/aversive' parenting has a strongly statistically significant association with child conduct (p-value less than 0.0001). A 1 point increase in the parenting index is associated with an increase in the child conduct score of 0.203, or 10 times the standard deviation for the child conduct score reported in Table 2. Similarly, child conduct is a strongly significant predictor of parenting scores (p-value less than 0.0001). A 1 point increase in the child conduct index is associated with an increase in punitive/aversive parenting of 0.291 points, again 10 times the standard deviation for parenting scores reported in Table 2.

3.3.1 Specification tests

Of course, the key point of our analysis is that it is inappropriate to estimate child conduct as an OLS model in which parenting style is taken to be an exogenous explanatory variable (or to estimate parenting style as an OLS model in which child conduct is an exogenous variable). Thus, the next step of our empirical work is to estimate both equations via two-stage least squares. To do this, we require 'good instruments.' A good instrument must be correlated with the potentially endogenous variable (e.g., parenting style in the child conduct equation), but not correlated with the error term (e.g., in the child conduct equation). As argued above, our candidate instruments for child conduct are 'daycare changed because the program or care-giver disappeared' and 'child has no friends.' For parenting style, our candidate instruments are 'pmk is attending school' and 'proportion in neighbourhood with less than high-school education.'

Table 5 reports some summary statistics from reduced form estimation of both child conduct and parenting style on: 1) all common exogenous variables; 2) all common exogenous variables +

8. The 1994 master files of the NLSCY provide some summary information about the neighbourhood in which the family resides.

9. As noted earlier, some respondents to the NLSCY are siblings and hence not independent observations. We have also estimated all models reported here selecting only one sibling from each family. Substantive results are unaffected.

candidate instruments for that variable; 3) just candidate instruments. Consider first the candidate instruments for child conduct. Adding the 'daycare change' and 'no friends' dummies provides little improvement in fit for the reduced form child conduct model (adjusted R-squared increases from 0.031 to 0.036), but an F-test of the joint hypothesis that the coefficients on both instruments = 0 is clearly rejected (F-value = 25.78; p-value = 0.0001). This is the key requirement for identification.

The candidate instruments for the parenting equation are 'parent is in school' and 'proportion in neighbourhood with less than high-school.' The adjusted R-squared in the reduced form estimate increases from 0.008 to 0.013 when the instruments are added: the F-statistic for the joint test that the 2 instruments jointly add nothing to the equation is 23.26 so that the hypothesis must be rejected (p-value less than 0.0001).

Table 6 reports results of tests of over-identifying restrictions. For both child conduct and parenting style, the predicted error from the structural model estimated by two-stage least squares was regressed on all exogenous variables in the system. Under the null hypothesis that all instruments are uncorrelated with the error in the structural model, the R-squared obtained from the above auxiliary regression multiplied by the number of observations is approximately distributed as chi-squared with degrees of freedom equal to the number of instruments less the number of endogenous variables (i.e., degrees of freedom equal 1 for both equations). Since the reported R-squared in both auxiliary regressions are so close to zero, we are unable to reject the null hypothesis of no correlation between the error and the instruments, even though we have a very large sample size (8,481 observations).

Thus, we conclude that our instruments are 'good' insofar as they *are* correlated with the potentially endogenous explanatory variable and they *are not* correlated with the error in the structural model.

Finally, we need to test for exogeneity, given the instruments we have chosen. We use a version of the Hausman test[10], which involves obtaining reduced form estimates for our two potentially endogenous variables (i.e., we regress, for example, child conduct on all basic exogenous variables + 'daycare changed' and 'no friends'). We then add the predicted value of the potentially endogenous variable (i.e., child conduct as predicted from the reduced form estimate) to the structural model for the other variable. The test for exogeneity is then a simple test of the hypothesis that the estimated coefficient on the predicted value of the potentially endogenous variable = 0. As indicated in Table 7, we must reject the hypothesis of exogeneity for both models.

This conclusion is central to our argument. Parenting behaviour is *not* exogenous to child behaviour (and child behaviour is not exogenous to parenting behaviour).

10. See, for example, Pindyck and Rubinfeld, 1998.

3.3.2 Final results

The second and third columns of Tables 3 and 4 present structural estimates obtained using two-stage least squares (i.e., using the instruments discussed above, but paying no attention to possible correlation across the errors in the two equations) and using three-stage least squares (acknowledging cross-equation correlations in the errors). There is little difference between the two-stage and three-stage least squares estimates.

However, there are some very important differences in the results obtained when we appropriately acknowledge endogeneity of parenting behaviour to child behaviour (and vice versa) compared to the result we obtain using simple OLS techniques. Consider, first, the child conduct equation. In terms of basic control variables, we find relatively few important qualitative differences. 'Acting out' increases if the family is low income, increases if there are more siblings, is less likely for girls than boys, is less likely if the pmk is over 35 years of age, is more likely if the child has changed child care arrangements because the caregiver or program is no longer available, and is more likely if the child is reported to have no close friends[11].

The estimated size of the association between parenting behaviour and child conduct is, however, much larger in the two- and three-stage least squares models (over double) than in the OLS model. For example, a 1 point increase in the punitive/aversive parenting index increases the child conduct score by 0.202 in the OLS model; a 1 point increase in punitive/aversive parenting increases the child conduct score by 0.541 points in the more appropriately estimated two- and three-stage least squares models. Level of significance is very high in all models (p less than 0.0001).

In the OLS estimate of punitive/aversive parenting, more children in the family and more people in the neighbourhood with less than high school are both associated with 'worse' parenting behaviour (i.e., a higher punitive/aversive score)[12]. Parenting behaviour is 'better' (i.e., the punitive/aversive score is lower) when the child is older, if the child is female, or if the pmk is currently attending school (as opposed to working for pay)[13]. In the two- and three-stage estimates, however, almost none of these associations remain statistically significant (only drinking being a source of tension and pmk attending school remain statistically significant). The estimated size of the association increases about 3 times (e.g., from 0.291 in the OLS estimates to 0.719 in the three-stage least squares estimates).

The message we take from these results is that children's behaviour is affected by a variety of socioeconomic factors (e.g., family size, age and gender of child, mother's age), but these

---

11. In general, family low income status has negative associations with child outcomes (see Curtis and Phipps, 2000). However, in other work (see Curtis, Dooley and Phipps, 1999) we found that child conduct is less influenced by low income than most other child outcomes studied.

12. Note that this assumes it is always better to calmly discuss things than it is to yell, for example, though it is possible to imagine scenarios in which it might be better for a parent to 'let off steam' and then drop the subject than to continue protracted 'rational discussion'.

13. On-going research suggests that while the fundamental parenting strategy adopted by a parent is not affected by income level, *consistency* of parenting behaviour to any particular strategy is affected by economic stress.

socioeconomic factors appear to affect parenting behaviour more indirectly insofar as they lead the child to change behaviour and hence the parent to respond.

4 *Conclusions*

This paper is an attempt to move beyond the 'black box' models linking family behaviour and children's attainments currently dominant in the economics literature by modeling 'parenting strategies.' In the first major section of the paper, we present a simple model of parent/child interactions in which *both* the parent and the child are players. A key assumed difference between parent and child is that the child has a much higher discount rate.

A major point to take from the theoretical model presented is that parenting behaviour should not be regarded as an exogenous determinant of child behaviour, as has been common in much empirical research on the link between parenting behaviour and child outcomes. Rather, child outcomes and parenting behaviour should be modeled as simultaneously determined. That is, for example, the parent will praise more if the child behaves well; more praise may encourage the child to behave well.

The second major section of the paper involves an empirical exploration of the idea that parent and child behaviour are simultaneously determined using the 1994 Statistics Canada National Longitudinal Survey of Children and Youth. We find clear evidence of simultaneity. Thus, care must be taken in formulating policy. 'Bad parenting' should not be interpreted as 'causing' poor child outcomes in a simple unidirectional sense. While parenting classes would presumably be beneficial for both parent and child, they are unlikely to be a panacea. Our results suggest that underlying socioeconomic factors, as well as parenting style, are very important determinants of child behaviour; observed parenting behaviour is influenced by stresses in the parent's life, but is also a response to child behaviour.

Figure 1. Child 's possible response to stress

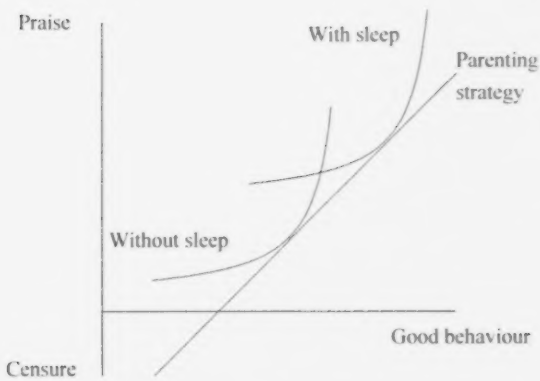

Figure 2. Parent's possible response to stress

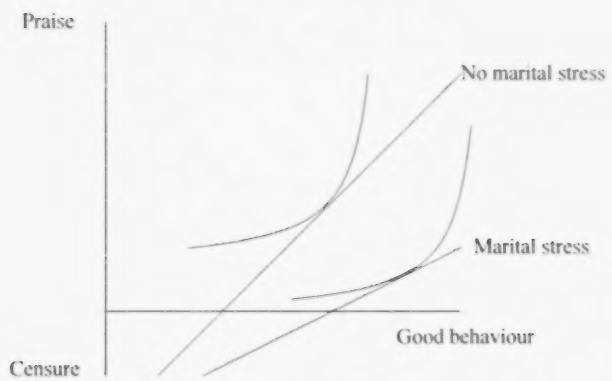

Table 1

Within family parenting patterns

- only children with siblings aged 4-11; PMK is biological parent of both children

	% of children whose sibling has the same parenting score	% of children whose sibling is within one point of parenting score	Correlation between parenting score for child and parenting score for sibling	Mean score for the PMK (selected child)	Minimum, maximum values for index (possible)
Positive interactions	18.7%	50.9%	0.637	12.48	0.20
Hostile/ Ineffective score	14.1%	43.0%	0.552	9.05	0.25
Consistency score	19.1%	51.4%	0.672	14.90	0.20
Punitive / Aversive score	29.4%	68.8%	0.676	8.91	4.19

Table 2
Variable means
Children aged 6-11

	Mean	Standard error
Punitive/(Aversive) parental score	8.80	0.022
Conduct disorder - Physical aggression score	1.21	0.019
Dummy=1 if low income[1]	17.6%	0.41%
Number of kids in the household	2.51	0.011
Age of the child	8.52	0.018
Dummy=1 if child is female	48.4%	0.54%
Dummy=1 if PMK has less than high school education	15.5%	0.39%
Dummy=1 if PMK >= 35 years of age	66.7%	0.51%
Dummy=1 if PMK currently is not working or attending school	28.9%	0.49%
Number of available parental hours - PMK	88.85	0.196
Dummy=1 if changed child care because caregiver/program no longer available	1.7%	0.14%
Dummy=1 if PMK indicates child has no close friends	1.8%	0.14%
Percentage of the population in the neighbourhood who have less than a high school education	34.5%	0.15%
Dummy=1 if PMK is attending school	8.6%	0.30%

[1] A household is low income if total household equivalent income before tax falls below one half the median equivalent income for the entire count where the equivalence scale used is that recommended by the OECD.

Table 3

Conduct disorder - Physical aggression score
Children aged 6-11

	Ordinary least squares-no parenting	Ordinary least squares-full specification	Two-stage least squares	Three-stage least squares
Intercept	1.638*	-0.208	-3.287*	-3.287*
	(0.145)	(0.162)	(1.168)	(1.168)
Dummy=1 if low-income[1]	0.119**	0.114**	0.107***	0.107***
	(0.053)	(0.052)	(0.056)	(0.056)
Number of kids in the household	0.107*	0.088*	0.055**	0.055**
	(0.019)	(0.019)	(0.024)	(0.024)
Age of the child	-0.034*	-0.027**	-0.015	-0.015
	(0.011)	(0.011)	(0.012)	(0.012)
Dummy=1 if child is female	-0.494*	-0.443*	-0.358*	-0.358*
	(0.037)	(0.036)	(0.050)	(0.050)
Dummy=1 if PMK has less than	0.147*	0.133*	0.109***	0.109***
high school education	(0.053)	(0.051)	(0.056)	(0.056)
Dummy=1 if PMK >= 35 years of	0.169*	-0.144*	-0.101**	-0.101**
age	(0.040)	(0.039)	(0.045)	(0.045)
Dummy=1 if PMK currently is not	0.001	0.006	0.014	0.014
working or attending school	(0.050)	(0.049)	(0.053)	(0.053)
Number of available parental hours -	-0.001	-0.001	-0.00099	-0.00099
PMK	(0.001)	(0.001)	(0.0013)	(0.0013)
Dummy=1 if changed child care	0.651*	0.559*	0.405**	0.403*
because caregiver/program no	(0.143)	(0.139)	(0.161)	(0.129)
longer available				
Dummy=1 if PMK indicates child	0.760*	0.650*	0.467*	0.469*
has no close friends	(0.138)	(0.134)	(0.161)	(0.140)
Punitive/(Aversive) parental score	--	0.203*	0.541*	0.541*
		(0.009)	(0.127)	(0.127)
Adjusted R-squared	0.036	0.095	0.035	-
F value	33.08	80.48	28.84	

[1] A household is low income if total household equivalent income before tax falls below one half the median equivalent income for the entire country where the equivalence scale used is that recommended by the OECD.

* statistically significant with 99% confidence
** statistically significant with 95% confidence
*** statistically significant with 90% confidence

Table 4
Punitive/Aversive parental score
Children aged 6-11

	Ordinary least squares-no child conduct	Ordinary least squares-full specification	Two-stage least squares	Three-stage least squares
Intercept	8.794*	8.341*	7.677*	7.700*
	(0.184)	(0.180)	(0.327)	(0.325)
Dummy=1 if low income[1]	-0.026	-0.055	-0.097	-0.092
	(0.064)	(0.063)	(0.069)	(0.068)
Number of kids in the household	0.099	0.068*	0.022	0.022
	(0.023)	(0.022)	(0.030)	(0.030)
Age of the child	-0.039*	-0.028**	-0.011	-0.011
	(0.013)	(0.013)	(0.015)	(0.015)
Dummy=1 if child is female	-0.259*	-0.114*	0.099	0.099
	(0.044)	(0.043)	(0.096)	(0.096)
Dummy=1 if PMK has less than	0.013	-0.023	-0.075	-0.071
high school education	(0.064)	(0.062)	(0.069)	(0.069)
Dummy=1 if PMK >= 35 years of	-0.081***	-0.038	0.026	0.022
age	(0.049)	(0.048)	(0.057)	(0.057)
Dummy=1 if PMK currently is not	-0.114***	-0.098	-0.074	-0.080
Working or attending school	(0.062)	(0.060)	(0.065)	(0.065)
Number of available parental hours	0.0006	0.0008	0.001	0.001
- PMK	(0.002)	(0.0015)	(0.002)	(0.002)
Percentage of neighbourhood	0.845*	0.737*	0.579*	0.502*
Population with less than a high	(0.175)	(0.170)	(0.191)	(0.159)
school education				
Dummy=1 if PMK is attending	-0.398*	-0.326*	-0.220**	-0.255*
school	(0.081)	(0.079)	(0.093)	(0.080)
Conduct disorder -	--	0.291 *	0.719*	0.719*
Physical aggression score		(0.013)	(0.172)	(0.171)
Adjusted R-squared	0.013	0.071	0.014	-
F value	11.87	60.00	11.71	

[1] A household is low income if total household equivalent income before tax falls below one half the median equivalent income for the entire country where the equivalence scale used is that recommended by the OECD.

* statistically significant with 99% confidence
** statistically significant with 95% confidence
*** statistically significant with 90% confidence

Table 5
Strength of instruments

Child conduct			
	OLS reduced form on basic controls	OLS reduced form on basic controls and instruments[1]	OLS just instruments
R-squared	0.032	0.038	0.006
Adjusted R-squared	0.031	0.036	0.006
F-value (all R=0)	34.70	33.08	26.23
F-value (R_2 = 0)	N/A	25.78	N/A
Punitive aversive parenting score			
	OLS reduced form on basic controls	OLS reduced form on basic controls and instruments[2]	OLS just instruments
R-squared	0.008	0.014	0.006
Adjusted R-squared	0.008	0.013	0.006
F-value (all R=0)	8.98	11.87	24.94
F-value (0_2 = 0)	N/A	23.26	N/A

[1] I Vs = child care change because of care giver/program gone; child has no friends
[2] IVs=PMK attends school; drinking causes tension in the family

Table 6
Tests of over-identifying restrictions

	R^2	$n*R^2$
Child conduct	0.0001	0.8481
Punitive parenting	0.00000007	0.0006

Table 7
Hausman tests for exogeneity

	T-value for H_0: $R^2 = 0$	p- value
Predicted punitive parenting in child conduct equation	2.89	0.0038
Predicted child conduct equation in parenting equation	2.68	0.0074

References

Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.

Becker, Gary S. and Nigel Tomes. 1986. "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics*. 4:3, S1-S39.

Celentani, Marco, Drew Fudenberg, David Levine and Wolfgang Pesendorfer. 1996. "Maintaining a Reputation Against a Long-lived Opponent." *Econometrica*. 64, 3: 691–704.

Chao, Ruth K. and J. Douglas Willms. 1998. "Do Parenting Practices Make a Difference?" Paper presented at "Investing in Children: A National Research Conference." Ottawa. October 1998.

Curtis, Lori, Martin Dooley, Ellen Lipman and David Feeny (forthcoming). "The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in the Ontario Child Health Study." *Health Economics*.

Curtis, Lori, Martin Dooley and Shelley Phipps. 1999. "Child Well-Being and Neighbourhood Quality: Evidence from the National Longitudinal Survey of Children and Youth." Xerox.

Curtis, Lori, Martin Dooley and Shelley Phipps. 2000. "Does Mother or Father Know Best? An Assessment of Parent/Child Agreement in the NLSCY. Xerox.

Curtis, Lori and Shelley Phipps. 2000. "Economic Resources and Children's Health and Success at School: An analysis with the NLSCY." Applied Research Branch. Strategic Policy, Human Resources Development Canada. Working Paper W-01-1-4E. September.

Dooley, Martin D., Lori Curtis, Ellen L. Lipman and David H. Feeny. 1998. "Child Psychiatric Disorders, Poor School Performance and Social Problems: The Roles of Family Structure and Low Income in Cycle One of the National Longitudinal Survey of Children and Youth." Chapter 7 in Miles Corak (ed.) *Labour markets, Social Institutions and the Future of Canada's Children*. Catalogue No. 89-553-XIB. Ottawa: Statistics Canada.

Evans, Robert and Jonathan Thomas. 1997. "Reputation and Experimentation in Repeated Games with Long-run Players."*Econometrica*. 65, 5: 1153–1173.

Feinstein, Leon and James Symons. 1999. "Attainment in Secondary School." *Oxford Economic Papers*. 51: 300–321.

Fudenberg, Drew and David Levine. 1989. "Reputation and Equilibrium Selection in Games with a Patient Player." *Econometrica*. 57: 759–778.

Fudenberg, Drew and David Levine. 1992. "Maintaining a Reputation When Strategies Are Imperfectly Observed." *Review of Economic Studies*. 59: 561–579.

Haveman, Robert and Barbara Wolfe. 1995. "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings." *Journal of Economic Literature*. 33 (December): 1829–1878.

Hoghughi, M. 1998. "The Importance of Parenting in Child Health." *British Medical Journal*. 316: 1545–1550.

Hou, Feng. 2000. "It Takes Two to Interact: Parenting and Child Behaviours." Health Statistics Division. Ottawa: Statistics Canada. Xerox.

Lamborn, Susie D., Nina S. Mounts, Laurence Steinberg and Sanford M. Dornbusch. 1991. "Patterns of Competence and Adjustment Among Adolescents from Authoritative, Authoritarian, Indulgent, and Neglectful Families." *Child Development*. 62: 1049–1065.

Leibowitz, Arleen. 1974. "Home Investments in Children." *Journal of Political Economy*. Part II, March-April, 82, 2: S111–S131.

McLeod, Jane D. and Michael J. Shanahan. 1993. "Poverty, Parenting, and Children's Mental Health." *American Sociological Review*. 58: 351–366.

Phipps, Shelley. 1999. "Economics and the Well-being of Canadian Children." The Innis Lecture. *The Canadian Journal of Economic*. 32, 5: 1135–1163.

Pindyck, Robert S. and Daniel Rubinfeld. 1998. *Econometric Models and Economic Forecasts*. 4th Edition. Boston: McGraw-Hill.

Ross, David, Paul Roberts and Katherine Scott. 1998. "How Do Lone-parent Children Differ from All Children?" Strategic Policy. Applied Research Branch. Human Resources Development Canada. Ottawa. Working Paper W-98–7Es.

Schmidt, Klaus. 1993. "Reputation and Equilibrium Characterization in Repeated Games with Conflicting Interests." *Econometrica*. 61, 2: 325–351.

Steinberg, Laurence, Susie D. Lamborn, Sanford M. Dornbusch, and Nancy Darling. 1992. "Impact of Parenting Practices on Adolescent Achievement: Authoritative parenting, School Involvement, and Encouragement to Succeed." *Child Development*. 63: 1266–1281.

N° 11F0019MIF au catalogue — N° 261
ISSN: 1205-9161
ISBN: 0-662-74424-1

Document de travail

Direction des études analytiques
documents de recherche

En famille : Modèle simultané du style parental et de la conduite de l'enfant

par Peter Burton, Shelley Phipps et Lori Curtis

Division des Études sur la famille et le travail
24e étage, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

En famille : Modèle simultané du style parental et de la conduite de l'enfant

par

Peter Burton
Shelley Phipps
et
Lori Curtis

11F0019MIF N° 261
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-74424-1

Division des Études sur la famille et le travail
Statistique Canada

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

On peut consulter ce document dans Internet : (www.statcan.ca)

Août 2005

Nous tenons à remercier Lynn Lethbridge de son aide précieuse en recherche ainsi que Miles Corak, directeur de la Division des études sur la famille et le travail à Statistique Canada, qui nous a donné accès aux données. Peter Burton et Shelley Phipps souhaitent exprimer leur gratitude au Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour son soutien financier; Laurie Curtis remercie la Faculté de médecine de l'Université Dalhousie de son soutien financier.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2005

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English.

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

1. Introduction 5

1.1 Modèles économiques du « style parental » 6

2. Le modèle 8

2.1 Un exemple 10

3. Fondement empirique 12

3.1 Les données 12
3.2 Spécifications empiriques 13
3.3 Résultats empiriques 15
3.3.1 Tests de spécification 15
3.3.2 Résultats finals 17

4. Conclusions 18

Figures 20

Tableaux 22

Bibliographie 27

Résumé

L'éducation des enfants est modélisée en tant que problème principal-agent modifié où l'enfant tâche de maximiser son propre bien-être face à une stratégie parentale destinée à maximiser la perception qu'a le parent du bien-être de la famille. Ainsi, les enfants et les parents sont tous des joueurs, mais les enfants ont des taux d'actualisation plus élevés que les parents. La simultanéité du style parental et du comportement des enfants est confirmée au moyen des données tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes menée au Canada en 1994.

Mots clés : enfants, style parental, au sein de la famille

Classification du JEL : J13

1 *Introduction*

> Le style parental est probablement la plus importante question de santé publique avec laquelle notre société se trouve aux prises. Il s'agit de la plus importante variable qui entre en cause dans les maladies et les accidents durant l'enfance; la grossesse chez les adolescentes et le mauvais usage de drogues chez les adolescents; l'école buissonnière, la perturbation des cours à l'école et la sous-performance; la violence faite aux enfants; l'inemployabilité; la délinquance juvénile; et la maladie mentale. Ces facteurs sont graves en eux-mêmes mais ils sont encore plus importants comme précurseurs de problèmes à l'âge adulte et dans la génération suivante (Hoghughi, 1998).

Les auteurs de nombreuses études empiriques dont la plupart ne relèvent pas du domaine de la science économique prétendent que le style parental est un déterminant clé de la santé de l'enfant ainsi que de son rendement scolaire (p. ex., Feinstein et Symons, 1999, Lamborn et coll., 1991, McLeod et Shanahan, 1993, Steinberg, et coll., 1992). Une bonne partie de ces preuves émanent des États-Unis ou du Royaume-Uni. Toutefois, des études canadiennes récentes fondées sur les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) soulignent également l'importance du style parental comme déterminant de la santé des enfants (p. ex., Chao et Willms, 1998, Ross et coll., 1998).

Comme l'indique la citation au début du présent document, les auteurs de ces études supposent généralement que la direction de la causalité va du parent à l'enfant (c.-à-d. « de bonnes pratiques parentales donnent de bons résultats chez les enfants »), l'une des conséquences stratégiques étant que nous pouvons peut-être améliorer les résultats en matière d'études et de santé des enfants en améliorant les pratiques parentales. Dans le présent document, nous adoptons une approche légèrement différente. Nous ne contestons pas que de meilleures compétences parentales seraient bénéfiques aux enfants, mais nous soutenons que traiter le « style parental » comme une variable exogène dans les modèles de rendement des enfants équivaut à trop simplifier une réalité complexe. Même si les enfants, on le suppose, réagissent au comportement de leurs parents, il est également vrai que les parents réagissent au comportement de leurs enfants. Autrement dit, il est vrai que louer un enfant davantage peut l'encourager à bien se conduire, mais il est vrai également que les parents font plus d'éloges lorsque leurs enfants se conduisent bien et les critiquent plus sévèrement lorsqu'ils se conduisent mal.

Même si les ouvrages publiés sur le style parental font parfois allusion à la possibilité d'un lien endogène entre le style parental et le comportement de l'enfant (voir, p. ex., Lamborn et coll., 1991, p. 1062), nous ne connaissons pas d'études qui portent sur cette question sur le plan théorique et deux seulement dans lesquelles les auteurs tâchent d'examiner la question empiriquement (voir Feinstein et Symons, 1999; et Hou, 2000).

1.1 Modèles économiques du « style parental »

Les économistes ont accordé moins d'attention que les chercheurs dans d'autres disciplines au « comportement parental ». Bien qu'il existe un assez grand nombre d'ouvrages publiés qui tâchent d'expliquer les réalisations des enfants (voir notamment l'excellente étude de Haveman et Wolfe, 1995), on peut dire que ces recherches portent principalement sur les « facteurs de production » plutôt que sur le « processus de production interactif ».

En science économique, les modèles dans lesquels les agents individuels font des choix qui visent à maximiser l'utilité prédominent. Par conséquent, il n'est pas étonnant de constater que le modèle le plus influent des déterminants du rendement de l'enfant porte principalement sur l'effet des choix des parents sur les résultats des enfants (voir Becker et Tomes, 1986). Tout simplement, il est supposé que les parents répartissent leurs ressources entre leur consommation personnelle aujourd'hui et l'investissement dans l'avenir de leurs enfants de manière à maximiser l'utilité des parents aujourd'hui. La maximisation de l'utilité est assujettie à la contrainte du revenu disponible et aux prix des biens de consommation par rapport aux sommes investies dans les enfants. Les réalisations des enfants dépendent des ressources que leurs parents choisissent d'investir dans leurs compétences, leur santé, leur apprentissage, leur motivation, leur « acquis » et beaucoup d'autres « caractéristiques » (Becker et Tomes, 1986, p. S5). L'enfant lui-même ne participe pas à ce processus et celui-ci n'est d'ailleurs pas vraiment précisé.

Leibowitz (1974) ajoute que l'investissement dans les enfants tient non seulement aux sommes investies mais aussi à la quantité et la qualité du temps que les parents passent avec eux. La qualité du temps passé avec les enfants est censée augmenter avec le niveau d'études des parents. Cet accent mis sur la quantité ainsi que la qualité du temps consacré aux enfants permet d'obtenir une description plus riche du processus d'éducation des enfants mais, à nouveau, l'enfant est essentiellement une « matière brute » sur laquelle agit le parent.

Dans un premier temps, nous élaborons un modèle dans lequel le bien-être de l'enfant est le résultat d'un jeu simple que jouent le parent *et* l'enfant. Nous tâchons de pénétrer ainsi dans la « boîte noire » des interactions entre le parent et l'enfant au sein de la famille pour examiner le processus par lequel une combinaison de temps et d'argent sert à produire des résultats particuliers chez les enfants. Haveman et Wolfe (1995) soutiennent également que les réalisations des enfants dépendent des choix faits par les enfants eux-mêmes, mais ils ne développent pas cette idée sur le plan théorique. Dans le jeu utilisé ici, il importe de souligner que les enfants qui y participent ne sont pas simplement de « petits adultes » (pour une discussion de certaines des principales façons, dans le contexte de la théorie micro-économique, dont les enfants diffèrent des adultes, consulter Phipps, 1999). Aux fins de notre étude, la principale différence entre les joueurs adultes et enfants est que nous supposons que les enfants ont des taux d'actualisation beaucoup plus élevés que les adultes.

Nous supposons que les enfants maximisent leur utilité individuelle qui est fonction de leur propre comportement ainsi que des réactions du parent (p. ex., éloges par opposition à punition, ou comportements « parentaux »). Nous supposons que les parents maximisent leur idée du « bien-être de la famille » qui est fonction de l'utilité de l'adulte ainsi que de celle de l'enfant.

Nous reconnaissons le caractère constant des interactions entre parent et enfant. Toutefois, selon un ouvrage récent sur l'établissement de la « réputation », dans certaines conditions, on peut obtenir une approximation du jeu dynamique en utilisant un problème statique de conception de mécanismes. Par exemple, nous soutenons que les parents peuvent acquérir une réputation quant à la façon dont ils réagissent à des comportements donnés de leurs enfants (p. ex., ils peuvent être perçus comme étant « stricts » ou « indulgents »). Fudenberg et Levine (1989, 1992) constatent qu'un joueur relativement « patient » (c.-à-d., en l'occurrence, le parent) peut convaincre des adversaires durant une seule période (c.-à-d., des enfants ayant un taux d'actualisation très élevé) qui se rappellent d'actions passées, que le parent s'est engagé à appliquer une stratégie de réaction donnée durant chaque période (c.-à-d., il a adopté une stratégie parentale visant à porter au maximum le « bien-être de la famille », étant donné la réaction de l'enfant). Schmidt (1993) obtient le même résultat dans le cas d'un joueur « patient » qui fait face à des adversaires à long terme moins patients à condition qu'il y ait des intérêts conflictuels (c.-à-d., le joueur moins patient doit avoir une raison de tenter l'expérience). Celentani et coll., (1996) et Evans et Thomas (1997) élargissent ce constat pour tenir compte de l'observabilité parfaite comme raison pour laquelle un adversaire moins patient tenterait des actions hors-équilibre et pour généraliser les conditions requises.

Par conséquent, si les enfants ont des taux d'actualisation plus élevés que les parents, selon la théorie, les parents qui s'engagent à appliquer une stratégie donnée devraient obtenir au moins le meilleur résultat possible pour eux. Une amélioration de ce résultat (p. ex., résultant du fait de s'écarter du style parental choisi), n'est possible que si l'enfant ne peut distinguer le comportement actuel du parent de la stratégie perçue et, par conséquent, s'il continue de jouer en prenant la stratégie parentale pour acquis. Tout en reconnaissant qu'il peut être impossible pour le parent d'adopter un comportement incompatible avec la stratégie parentale choisie (p. ex., ne pas critiquer un mauvais comportement), nous supposons que l'enfant est suffisamment conscient de toute modification apportée aux « règles » pour qu'un comportement incompatible de ce genre soit très limité. Par conséquent, nous modélisons dans le présent document les interactions entre le parent et l'enfant comme un simple problème de conception de mécanismes statiques.

Nous présentons dans la section suivante un modèle simple des interactions entre parent et enfant qui met en cause à la fois le parent et l'enfant et où nous supposons que l'enfant diffère de l'adulte en ce qu'il a un taux d'actualisation plus élevé. Par conséquent, le comportement observé chez l'enfant et le comportement observé chez le parent dépendent tous deux des facteurs qui influent sur le parent et sur l'enfant ainsi que des caractéristiques de l'un et de l'autre. À la section 3, nous procédons à un examen empirique des interactions entre parent et enfant au moyen de microdonnées tirées de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes menée par Statistique Canada. En examinant explicitement la nature simultanée des interactions entre parent et enfant, nous étoffons les données empiriques déjà publiées dans ce domaine dans des études qui, en général, traitent le comportement parental comme étant exogène aux actions de l'enfant. Nous présentons nos conclusions à la section 4.

2 *Le modèle*

Le modèle exposé dans le présent document correspond à une décision simple de conception de mécanismes par le parent[1] dont on suppose qu'il possède des renseignements incomplets sur l'humeur de l'enfant, laquelle peut varier d'un jour à l'autre ou même d'un moment à l'autre (p. ex., à cause de manque de sommeil, de problèmes à l'école, de « trop de sucre », etc.). Ainsi, l'espace stratégique du parent n'est pas défini en fonction d'une seule action mais d'un ensemble de réaction à toutes les actions possibles de l'enfant. C'est ce qu'on appelle une « stratégie parentale ». Dans sa forme la plus simple, elle peut se résumer au choix d'un niveau attendu de bon comportement au-dessus duquel l'enfant reçoit des éloges et au-dessous duquel il est critiqué. En outre, le parent qui doit choisir le niveau d'éloge (ou de critique) approprié au niveau de comportement (p. ex., la rapidité avec laquelle les critiques augmentent plus l'enfant se conduit mal). Comme l'enfant a un taux d'actualisation relativement élevé, nous supposons qu'il ne se préoccupe pas des répercussions de ses actions sur son utilité à l'avenir. Nous pouvons également supposer qu'il prend pour acquis la stratégie choisie par le parent et se comporte en conséquence (compte tenu de sa personnalité et des stress avec lesquels il se trouve aux prises). Ainsi, des enfants différents ou le même enfant dans des conditions différentes (p. ex., manque de sommeil) peuvent se comporter de façon différente face à la même stratégie parentale.

Plus précisément, supposons que le bien-être actuel de l'enfant[2], $U_0^C(p, e(a|x)|x)$, dépend des éloges, p, qu'il reçoit et de l'effort, e, qu'il doit fournir pour maintenir un niveau, a, de bon comportement[3]. Bien entendu, la relation entre le niveau de comportement et l'effort dépend de la « personnalité » de l'enfant, x, qui à son tour est le produit des facteurs génétiques, physiologiques et environnementaux qui influent sur l'enfant (p. ex., l'âge, le sexe, le stress à l'école ou à la garderie). Toutefois, la stratégie parentale choisie, Z, a établi un lien entre le comportement et le niveau d'éloge, $p = f(a|Z)$.

Ainsi, l'enfant tente de résoudre $\max_a U_0^C(p, e(a|x)|x)$ à la condition que $p = f(a|Z)$.

La condition d'ordre 1,

$$\frac{\partial U_0^C}{\partial p}\frac{\partial f}{\partial a} + \frac{\partial U_0^C}{\partial e}\frac{\partial e}{\partial a} = 0,$$

---

1. Pour faciliter l'exposé, nous parlons du parent et de l'enfant au masculin. En fait, dans la section empirique du document, le parent est presque toujours la mère.

2. Nous utilisons l'« effort » dans la fonction d'utilité de l'enfant pour éviter l'interprétation voulant que l'enfant n'aime pas le « bon » comportement, alors qu'il peut « trouver difficile de bien se conduire ».

3. Nous supposons que la fonction d'utilité de l'enfant est croissante en éloge, $\partial U_0^C / \partial p > 0$, décroissante en effort, $\partial U_0^C / \partial e < 0$, et qu'elle est quasi-concave en ces variables. En outre, nous supposons que l'effort est croissant, $\partial e / \partial a > 0$, et convexe en niveau de bon comportement, $\partial^2 e / \partial a^2 \geq 0$. Enfin, nous supposons que le parent choisit un style parental de sorte que le niveau d'éloge est croissant et concave en niveau de bon comportement, $\partial f / \partial a > 0$, $\partial^2 f / \partial a^2 \leq 0$.

révèle que l'enfant pèserait l'utilité (la désutilité) marginale d'un « meilleur » comportement, $\partial U_0^C / \partial a \equiv (\partial U_0^C / \partial e)(\partial e / \partial a)$, et l'utilité marginale des éloges, $\partial U_0^C / \partial p$, multipliée par la réaction d'éloge d'un meilleur comportement, $\partial f / \partial a$.

Le résultat du point de vue du bon ou mauvais comportement de l'enfant et du niveau d'éloge/de punition dépend de la stratégie parentale et du type d'enfant, $a^*(Z,x)$ et $p^*(Z,x)$. Nous pouvons donc observer différentes combinaisons de bon/mauvais comportement et d'éloge/de critique lorsque des enfants différents, voire le même enfant d'humeurs différentes, interagissent avec une stratégie parentale donnée. Par exemple, la figure 1 montre les résultats pour un enfant qui n'a pas suffisamment dormi et qui donc est moins disposé ou capable de faire l'effort de « bien se conduire/se maîtriser ». (On pourrait aussi très bien interpréter ces résultats comme des courbes d'indifférence pour différents enfants — p. ex., un enfant qui est naturellement plus « turbulent » qu'un autre.)

Le parent, quant à lui, tente de maximiser une fonction de bien-être de la famille[4] selon son propre bien-être actuel, U^P, le bien-être futur de l'enfant[5], U_1^C et l'utilité actuelle de l'enfant, U_0^C,

$$W(U^P, U_1^C, U_0^C).$$

Le bien-être du parent dépend du bon ou du mauvais comportement de l'enfant et du niveau d'éloge (ou de critique), étant donné le type du parent, y, $U^P(a^*, p^* | y)$. En outre, le bien-être actuel et futur de l'enfant peut dépendre de son comportement actuel et des éloges reçus, $U_0^C(a^*, p^* | x)$, $U_1^C(a^*, p^* | x)$. Bien entendu, les « types » de parent et d'enfant peuvent dépendre des stress dans leurs vies ainsi que de leurs caractéristiques innées. Par exemple, la figure 2 montre les résultats du style parental que peut adopter le parent qui est dans une relation maritale stressante.

En pareil, cas, chaque niveau de bon comportement reçoit moins d'éloges et le parent fait moins d'éloges supplémentaires à l'enfant en réponse à une amélioration donnée du comportement (c.-à-d. la coordonnée à l'origine ainsi que la pente de la stratégie parentale changent). En outre, il convient de souligner que les stress subis par le parent a pour effet indirect de réduire le bien-être de l'enfant (qui est sur une courbe d'indifférence inférieure).

Par conséquent, la fonction de bien-être peut s'écrire en fonction du comportement de l'enfant et du niveau d'éloge ainsi que du type de parent et du type d'enfant. Toutefois, les niveaux d'activité et d'éloge atteints ont été choisis par l'enfant à partir du menu de combinaisons qu'offre la stratégie parentale (c.-à-d., $a^*(Z,x)$ et $p^*(Z,x)$). Par conséquent, on peut

---

4. Soulignons que cela pourrait comprendre la possibilité d'une fonction paternaliste de bien-être social, $W(U^P, U_1^C, U_0^C, a)$.

5. Plus particulièrement, la mesure du bien-être de la famille du parent devrait dépendre de sa *perception* de l'utilité de l'enfant, $\hat{U}_0^C$, $\hat{U}_1^C$.

considérer que le parent choisit les dimensions d'une stratégie parentale, z_i (p. ex., seuil de comportement pour les éloges, degré de réponse à un meilleur comportement), en tâchant de résoudre $\max W(a^*(Z,x), p^*(Z,x) \mid y,x)$.

Les conditions d'ordre 1

$$\frac{\partial W}{\partial a}\frac{\partial a^*}{\partial z_i} + \frac{\partial W}{\partial p}\frac{\partial p^*}{\partial z_i} = 0 \ \forall i$$

mettent en équilibre les effets de la modification d'une composante de la stratégie parentale sur l'amélioration du comportement et les effets sur le plan des éloges. Pour tout parent, la stratégie parentale optimale dépend du type de l'enfant, x, et du type du parent, y; $Z^*(x,y)$. Par conséquent, il devrait être possible de déterminer le lien entre le niveau d'éloge et le comportement de l'enfant ainsi que les caractéristiques de l'enfant et du parent, $p=f(a,x,y)$. En outre, les conditions d'ordre 1 de l'enfant devraient permettre au comportement d'être relié au niveau d'éloge ainsi qu'aux caractéristiques du parent et de l'enfant, a(p,x,y).

2.1 Un exemple

L'enfant tente de maximiser son utilité,

$$U^C(a,p) = \alpha \ln(p) - \beta \ln(a),$$

conditionnellement à la stratégie parentale, $p = -\bar{c} + sa$, où a est une mesure du « bon comportement » et p est un renforcement positif ou des éloges ($p<1$ est une punition ou des critiques). À noter que nous supposons qu'il est difficile pour l'enfant (c.-à-d., cela réduit son utilité) d'atteindre un niveau de bon comportement supérieur à $a=1$.

Les conditions d'ordre 1 impliquent que

$$a = \frac{\beta}{\alpha s} p.$$

La substitution dans la stratégie parentale donne les niveaux d'équilibre du comportement de l'enfant et des éloges qui lui sont faits selon le type de l'enfant (donné par α et β) et le choix des paramètres de la stratégie parentale (c.-à-d., $\bar{c}, s$),

$$a^* = \frac{\beta \bar{c}}{(\beta - \alpha)s}$$

$$P^* = \frac{\alpha \bar{c}}{(\beta - \alpha)}.$$

Le ou les parents décident d'une stratégie parentale en choisissant le niveau maximal de critique, $\bar{c}$, et l'éloge marginal en réponse à une augmentation de la « bonne activité », (c.-à-d., la

coordonnée à l'origine et la pente)[6] de manière à maximiser $W(\bar{c}, s, \alpha, \beta) = U^P + \theta U^C$ où $U^P = \gamma a - \delta(p - \pi)$ (c.-à-d., un certain effort est requis pour des éloges au-delà d'un certain niveau, π). Ici, l'utilité future de l'enfant est intégrée à la fonction d'utilité du parent, U^P.

Les conditions d'ordre 1 donnent

$$\bar{c}^* = \frac{\theta(\beta - \alpha)}{\delta}$$

$$s^* = \frac{\gamma}{\delta}.$$

Il en résulte des expressions en forme réduite pour le comportement et les éloges qui dépendent des préférences du parent et de l'enfant ainsi que de la préoccupation du parent pour le bien-être immédiat de l'enfant,

$$a^{**} = \frac{\theta\beta}{\gamma}$$

et

$$p^{**} = \frac{\alpha\theta}{\delta}.$$

Pour établir des équations simultanées, nous normalisons les préférences de l'enfant de sorte que $\beta - \alpha = 1$, nous laissons le type de l'enfant influer sur la valeur d'alpha, $\alpha(x)$ et nous laissons le type du parent influer sur le poids relatif appliqué aux désirs actuels de l'enfant par rapport au bien-être actuel du parent (ou au bien-être futur de l'enfant), $\theta(y)$. Par conséquent, le choix de niveau de comportement de l'enfant est décrit sous la forme d'une fonction de son « type » (incluant les facteurs externes qui influent sur l'enfant) et le niveau d'éloge,

$$a^* = \frac{(1 + \alpha(x))\delta}{\alpha(x)\gamma} p,$$

tandis que le niveau d'éloge dépend du « type » du parent (incluant les facteurs externes qui influent sur le parent) et du niveau de bon comportement,

$$p^* = \frac{-\theta(y)}{\delta} + \frac{\gamma}{\delta} a.$$

Nous examinons dans la section qui suit la possibilité qu'un tel système d'équations permette d'estimer le mieux les interactions entre parent et enfant.

---

6. Nous soulignons que cela équivaut à choisir un seuil d'activité pour les éloges par rapport aux critiques, $\bar{c} / s$, et l'éloge marginal en réponse à une augmentation de la bonne activité, s.

3 *Fondement empirique*

3.1 Les données

Les données utilisées aux fins de notre étude empirique des interactions entre parent et enfant sont tirées du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) menée en 1994 auprès d'un échantillon national représentatif d'enfants canadiens de 0 à 11 ans[7]. Les enfants inclus dans l'ensemble de données proviennent d'un sous-ensemble de ménages qui ont participé récemment à l'Enquête sur la population active. Par conséquent, les enfants qui vivent dans les Territoires du Nord-Ouest, dans les réserves indiennes ou en établissement ne sont pas inclus dans l'échantillon. Les renseignements sur l'enfant utilisés dans la présente étude ont été fournis par la « personne la mieux renseignée sur l'enfant » (PMR) — dans notre échantillon, il s'agit de la mère dans 90,3 % des cas. Les renseignements ont été recueillis durant des interviews sur place, habituellement d'une durée d'environ deux heures s'il s'agissait d'un enfant et d'une durée plus longue si plusieurs enfants dans la même famille étaient inclus dans l'échantillon.

Pour justifier la partie principale de notre analyse empirique, nous présentons d'abord des données sur les *différences* entre les comportements parentaux déclarés pour un sous-ensemble d'enfants de familles biparentales, ayant un *frère ou une sœur* qui est également inclus dans l'ensemble de données, où les deux enfants ont entre 4 et 11 ans (3 565 observations). Ainsi, le même parent, généralement la mère, a répondu aux questions sur *les deux* enfants. Nous voulons savoir si la mère déclare qu'elle élève les deux enfants de la même façon ou si elle déclare utiliser des pratiques parentales différentes. Dans l'ELNEJ, les parents attribuent quatre cotes aux méthodes d'éducation adoptées par eux : 1) interactions positives, 2) style hostile/inefficace, 3) cohérence et 4) style punitif/aversif. (On trouvera des détails sur ces cotes à l'annexe 1). Au tableau 1, nous montrons le pourcentage d'enfants auxquels les parents attribuent exactement la même cote. Ce taux va de 14,1 % dans le cas du style parental « hostile-inefficace » (une échelle à 25 points) à 29,4 % avec des cotes identiques pour le style parental « punitif-aversif » (une échelle à 16 points). La corrélation des cotes attribuées au style parental dans le cas de frères et sœurs va de 0,552 pour le style « hostile-inefficace » à 0,676 pour « punitif-aversif ». Ces données tout à fait officieuses laissent néanmoins supposer que les comportements parentaux observés ne sont pas identiques dans le cas de tous les enfants de la famille. Ce résultat est conforme à notre hypothèse selon laquelle les paires de comportements parentaux et de résultats de l'enfant observées dépendent *à la fois* du parent et de l'enfant, c'est-à-dire que le style parental constitue, du moins en partie, une réaction au comportement de l'enfant.

La partie principale de notre analyse empirique porte sur les enfants de 6 à 11 ans, qu'un frère ou une sœur de l'enfant soit compris ou non dans l'échantillon (c.-à-d., nous cessons maintenant notre analyse de paires de frères et sœurs). Nous préférons faire porter notre analyse plus particulièrement sur les enfants dans ce groupe d'âge pour deux raisons : 1) bien que toute personne qui a eu affaire à un enfant de deux ans sait qu'il peut « avoir ses idées », le type de prise de décision exposé ci-dessus semble mieux correspondre aux enfants plus âgés; 2) les

7. Même si les données de 1996 et 1998 sont maintenant disponibles, toutes les variables requises aux fins de cette analyse n'étaient pas comprises dans l'enquête durant les dernières années d'enquête. Aux fins de la présente étude, nous utilisons les fichiers maîtres pour 1994.

données du premier cycle de l'ELNEJ que nous utilisons ici n'étaient pas disponibles sur des enfants de plus de 11 ans (et certaines des variables que nous utilisons ne sont pas disponibles dans les cycles subséquents de l'ELNEJ qui portent sur des enfants plus âgés). Nous avons exclu les enfants qui ne vivent pas dans des familles biparentales, puisqu'il semble probable que l'état matrimonial d'une personne a toujours un effet sur son style parental. Ces exclusions, de même que l'exclusion des observations comprenant une non-réponse à l'une quelconque des questions utilisées dans notre analyse, nous donnent un échantillon estimatif final de 8 481 enfants de 6 à 11 ans. Les moyennes ou fréquences de base sont indiquées au tableau 2.

3.2 Spécifications empiriques

Le principal message du cadre théorique exposé ci-dessus est que toute combinaison observée de comportements du parent et de l'enfant est le résultat d'un processus *interactif*. C'est-à-dire que la causalité n'est pas unidirectionnelle, allant du « style parental » au comportement de l'enfant, mais que le « style parental » peut également être une réaction ou *réponse* au comportement de l'enfant. Par conséquent, une stratégie empirique appropriée comprend l'estimation d'un système simultané d'équations de comportement du parent et de l'enfant.

Même si, comme nous l'avons signalé ci-dessus, l'ELNEJ contient des renseignements sur toute une gamme de comportements parentaux, pour illustrer ce point, nous avons décidé d'examiner ce qu'on appelle l'indice de style parental « punitif/aversif ». Cet indice comprend les quatre questions suivantes : 1) « lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il/elle ne doit pas faire, à quelle fréquence discutez-vous calmement avec lui/elle du problème ? » 2) » lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il/elle ne doit pas faire, à quelle fréquence élevez-vous la voix, le/la grondez-vous ou lui criez-vous après ? » 3) « lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il (elle) ne doit pas faire, à quelle fréquence lui infligez-vous des punitions corporelles ? » 4) « lorsque votre enfant ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il/elle ne doit pas faire, à quelle fréquence lui expliquez-vous d'autres façons de se comporter qui sont acceptables ? » Les réponses possibles à chacune des questions sur le style parental étaient : toujours = 1; souvent = 2; parfois = 3; rarement = 4; jamais = 5. On a inversé les valeurs pour les deux dernières questions avant de les additionner pour produire une cote dont la valeur déclarée varie de 4 à 19. La cote moyenne attribuée au style parental punitif/aversif pour les PMR dans notre échantillon était 8,80 (voir le tableau 2).

Nous avons choisi l'indice de style parental « punitif/aversif » parce qu'il semble correspondre le plus au modèle théorique exposé ci-dessus. Par exemple, on pourrait considérer que la pente des stratégies parentales des parents qui déclarent qu'ils crient plus souvent est plus raide. Dans le cas de plusieurs des autres mesures, le problème tient à ce qu'elles contiennent de nombreuses questions sur le style parental comportant un important élément de durée (p. ex., « combien de fois durant la journée riez-vous avec votre enfant » dépend de « combien de temps passez-vous avec votre enfant » — voir l'annexe 1). Pour saisir la notion de stratégie parentale, il était plus important à notre avis d'examiner le pourcentage de temps passé avec l'enfant. Enfin, notre choix de l'indice de style parental tient aussi à ce que l'indice de style parental punitif/aversif montre la plus forte correspondance entre frères et sœurs de toutes les mesures disponibles dans l'ELNEJ (voir le tableau 1). Par conséquent, nous pourrions nous attendre tout au plus à une *plus faible* endogénéité dans le cas de cette mesure que des autres mesures du style parental (c.-à-d.,

notre choix devrait aboutir tout au plus à un biais *contre* la constatation que le comportement du parent est endogène au comportement de l'enfant).

Notre mesure du comportement de l'enfant est un indice de « trouble des conduites/agressivité physique ». On a demandé à la PMR « à quelle fréquence diriez-vous que votre enfant » : 1) se bagarre souvent; 2) lorsqu'un autre enfant lui fait du mal accidentellement (p. ex., en le ou la bousculant), il/elle suppose que cet enfant l'a fait exprès, se fâche et commence une bagarre; 3) attaque physiquement les autres; 4) menace les autres; 5) est cruel/cruelle envers les autres, les brutalise et fait preuve de méchanceté; et 6) frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants. Les choix de réponse étaient les suivants : « jamais ou pas vrai » = 0; « quelques fois ou un peu vrai = 1; « souvent ou très vrai » = 2. Les valeurs ont été additionnées pour obtenir une cote totale dont la valeur pouvait se situer dans une fourchette allant de 0 à 12. La moyenne pour notre échantillon était 1,21 (voir le tableau 2).

Bien que la conduite de l'enfant ne semble pas être un résultat aussi « typiquement économique » que, par exemple, l'état de santé global, nous voulions choisir un résultat qui pourrait être celui des propres choix de l'enfant ainsi qu'un important prédicteur du rendement éventuel de l'enfant. Du point de vue pragmatique, le choix des troubles des conduites facilite les calculs économétriques, puisque ce résultat est mesuré sur une échelle allant de 4 à 14 plutôt que sur une échelle allant de 1 à 5 (comme dans le cas du succès scolaire, qui autrement aurait été une question idéale aux fins de notre analyse).

La première étape de notre analyse empirique consistait à estimer des régressions simples par la méthode des moindres carrés ordinaires pour le comportement parental et le comportement de l'enfant. Les variables explicatives suivantes sont incluses dans les deux modèles : 1) une variable nominale égale à 1 si la famille à faible revenu, lorsque'un faible revenu est défini comme un revenu familial inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent du pays, selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE — 17,6 % des enfants — voir le tableau 2); 2) le nombre d'enfants dans le ménage (moyenne = 2,5); 3) l'âge de l'enfant (moyenne = 8,5 ans); 4) une variable nominale=1 si l'enfant est de sexe féminin (48,4 %); 5) une variable nominale=1 si la PMR n'a pas terminé ses études secondaires (15,5 %); 6) une variable nominale=1 si la PMR a plus de 35 ans (66,7 %); 7) une variable nominale=1 si la PMR est une mère « à la maison » (28,9 %); 8) nombre d'heures par semaine *non* consacrées à un emploi rémunéré par la PMR (moyenne = 88,8 heures). Selon des études précédentes fondées sur des données tirées de l'ELNEJ (voir, par exemple, Dooley et coll., 1998; Curtis et Phipps, 2000; Curtis et coll., à paraître), il s'agit d'un ensemble raisonnable de variables de contrôle de base pour les deux équations.

En outre, dans l'équation de conduite de l'enfant, nous incluons une variable nominale=1 si le mode de garde de l'enfant a changé (il s'agit probablement de garde « après l'école » puisque tous les enfants dans notre échantillon sont d'âge scolaire) au cours de l'année écoulée parce que le fournisseur ou le service de garde n'était plus disponible (1,7 %). Nous supposons qu'il s'agit d'un événement exogène susceptible d'influer sur le comportement de l'enfant mais peu susceptible d'influer sur le style parental. Enfin, nous incluons une variable nominale=1 si la PMR indique que l'enfant n'a pas d'amis intimes (1,8 %). À nouveau, ce facteur peut fort bien influer sur la mesure dans laquelle l'enfant « passe à l'acte » mais il est peu susceptible d'influer sur le style parental.

Dans l'équation de style parental, outre les variables de contrôle de base précédemment mentionnées, nous incluons, d'abord, une variable nominale indiquant que la PMR fréquente l'école au lieu de travailler sur le marché du travail rémunéré (nous avons déjà tenu compte dans l'une et l'autre équation de l'effet de « l'absence de la maison » de la PMR. Dans le cas de 8,6 % des enfants dans notre échantillon, la PMR fréquente l'école. Lorsqu'on tient compte de l'effet du revenu de la famille, du point de vue de l'enfant, le fait que la PMR soit au bureau[8] ou en salle de classe ne devrait pas avoir d'importance. Toutefois, cela pourrait fort bien avoir un effet sur le style parental puisqu'il y aurait alors différentes pressions/attentes (et/ou cela pourrait être un indicateur de motivation parentale).

Enfin, nous incluons une variable indiquant la proportion de personnes âgées de 15 ans et plus dans le quartier qui n'ont pas terminé leurs études secondaires (la moyenne est 34,5 %). Si de faibles niveaux d'études des parents sont associés à un comportement parental « plus médiocre », alors il est possible que les normes du groupe de référence puissent avoir un effet négatif sur le style parental; cependant, l'effet direct sur le comportement de l'enfant n'est pas évident.

3.3 Résultats empiriques[9]

Les régressions de base par la méthode des MCO sans les variables potentiellement endogènes sont présentées à la colonne 1 des tableaux 3 et 4, pour la conduite de l'enfant et le style parental, respectivement. Notons que l'une et l'autre équation est améliorée lorsque nous ajoutons le « style parental » à l'équation de conduite de l'enfant et la « conduite de l'enfant » comme un prédicteur du style parental. Le R au carré corrigé pour le modèle de conduite de l'enfant passe de 0,036 à 0,095; le R au carré corrigé dans l'équation de style parental passe de 0,013 à 0,071. Nous observons une association statistiquement significative entre notre indice de style parental « punitif/aversif » et la conduite de l'enfant (valeur p inférieure à 0,0001). Une augmentation d'un point de l'indice de style parental est associée à une augmentation de 0,203 de la cote de conduite de l'enfant, soit dix fois l'écart-type pour la cote de conduite de l'enfant figurant au tableau 2. De même, la conduite de l'enfant est un prédicteur fortement significatif des cotes de style parental (valeur p inférieure à 0,0001). Une augmentation d'un point de l'indice de conduite de l'enfant est associée à une augmentation de 0,291 point du style parental punitif/aversif, soit de nouveau dix fois l'écart-type pour les cotes de style parental présentées au tableau 2.

3.3.1 Tests de spécification

Bien entendu, notre analyse vise à démontrer surtout qu'il n'est pas approprié d'estimer la conduite de l'enfant en appliquant un modèle MCO dans lequel le style parental est considéré comme une variable explicative exogène (ou d'estimer le style parental en appliquant un modèle MCO dans lequel la conduite de l'enfant est une variable exogène). Ainsi, l'étape suivante de notre analyse empirique consiste à estimer les deux équations au moyen de la méthode des doubles moindres carrés. Pour ce faire, nous avons besoin de « bons instruments ». Un bon

8. Les fichiers maîtres de 1994 de l'ELNEJ fournissent certains renseignements sommaires sur le quartier dans lequel la famille habite.

9. Comme nous l'avons mentionné plus haut, certains répondants à l'ELNEJ sont frère et sœur et, par conséquent, ces observations ne sont pas indépendantes. En outre, nous avons estimé tous les modèles dont les résultats sont présentés ici en sélectionnant seulement un enfant dans chaque famille. Les résultats significatifs demeurent les mêmes.

instrument doit être corrélé à la variable potentiellement endogène (p. ex., le style parental dans l'équation de conduite de l'enfant), mais non au terme d'erreur (p. ex., dans l'équation de conduite de l'enfant). Comme nous l'avons mentionné précédemment, les principaux instruments que nous envisageons d'utiliser pour la conduite de l'enfant sont « le mode de garde a changé parce que le fournisseur ou le service de garde n'est plus disponible » et « l'enfant n'a pas d'amis ». Pour le style parental, nos instruments candidats sont « la PMR fréquente l'école » et « pourcentage de la population dans le quartier n'ayant pas terminé ses études secondaires ».

Le tableau 5 présente certaines statistiques sommaires tirées de l'estimation de forme réduite de la conduite de l'enfant et du style parental sur : 1) toutes les variables exogènes communes; 2) toutes les variables exogènes communes + les instruments candidats pour cette variable; 3) seuls les instruments candidats. Examinons d'abord les instruments candidats pour la conduite de l'enfant. Le fait d'ajouter les variables nominales « mode de garde a changé » et « pas d'amis » améliore peu l'ajustement pour le modèle de conduite de l'enfant de forme réduite (le R au carré corrigé passe de 0,031 à 0,036), mais un test F de l'hypothèse conjointe selon laquelle les coefficients des deux instruments = 0 est clairement rejeté (valeur F = 25,78; valeur p = 0,0001). Il s'agit de la principale exigence aux fins d'identification.

Les instruments candidats pour l'équation de style parental sont « parent fréquente l'école » et « proportion de la population dans le quartier n'ayant pas terminé ses études secondaires ». Le R au carré corrigé dans l'estimation de forme réduite passe de 0,0008 à 0,013 lorsque les instruments sont ajoutés; la statistique F pour le test combiné visant à démontrer que les deux instruments ensemble n'ajoutent rien à l'équation est 23,26, de sorte que l'hypothèse doit être rejetée (valeur p inférieure à 0,0001).

Le tableau 6 montre les résultats des tests des restrictions de l'identification excessive. Pour la conduite de l'enfant et le style parental, nous avons régressé l'erreur prévue par le modèle structurel estimé au moyen de la méthode des doubles moindres carrés sur toutes les variables exogènes dans le système. Si l'hypothèse nulle voulant qu'il n'y ait aucune corrélation entre les instruments et l'erreur dans le modèle structurel est vraie, le R au carré obtenu par la régression auxiliaire ci-dessus, multiplié par le nombre d'observations, est distribué approximativement selon la loi du chi carré, le nombre de degrés de liberté étant égal au nombre d'instruments moins le nombre de variables endogènes (c.-à-d., le nombre de degrés de liberté est égal à 1 pour les deux équations). Comme le R au carré dans les deux régressions auxiliaires est si proche de zéro, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre l'erreur et les instruments, malgré la très grande taille de notre échantillon (8 481 observations).

Par conséquent, nous concluons que nos instruments sont « bons » dans la mesure où ils *sont* corrélés à la variable explicative potentiellement endogène et *ne sont pas* corrélés à l'erreur dans le modèle structurel.

Enfin, nous devons procéder à un test d'exogénéité, étant donné les instruments que nous avons choisis. Nous utilisons une version du test d'Hausman[10] au moyen duquel nous obtenons des estimations de forme réduite de nos deux variables potentiellement endogènes (c.-à-d., nous régressons, par exemple, la conduite de l'enfant sur toutes les variables exogènes de base +

10. Voir, par exemple, Pindyck et Rubinfeld, 1998.

« changé de mode de garde » et « pas d'amis ». Nous ajoutons ensuite la valeur prédite de la variable potentiellement endogène (c.-à-d., la conduite de l'enfant prévue à partir de l'estimation de forme réduite) au modèle structurel pour l'autre variable. Le test d'exogénéité est donc un test simple d'hypothèse selon laquelle le coefficient estimé de la valeur prédite de la variable potentiellement endogène = 0. Tel qu'il est indiqué au tableau 7, nous devons rejeter l'hypothèse d'exogénéité pour l'un et l'autre modèle.

Il s'agit là de la principale conclusion de notre étude. Le comportement parental n'est *pas* exogène au comportement de l'enfant (et le comportement de l'enfant n'est pas exogène au comportement parental).

3.3.2 Résultats finals

Les deuxième et troisième colonnes des tableaux 3 et 4 présentent des estimations structurelles obtenues au moyen de la méthode des doubles moindres carrés (c.-à-d., en utilisant les instruments mentionnés ci-dessus, mais sans égard à une corrélation possible des erreurs dans les deux équations) et au moyen de la méthode des triples moindres carrés (en reconnaissant les corrélations des erreurs entre équations). Il y a peu de différence entre les estimations selon la méthode des doubles moindres carrés et celles selon la méthode des triples moindres carrés.

Toutefois, nous observons certaines différences très importantes entre les résultats obtenus lorsque nous reconnaissons de la manière appropriée l'endogénéité du comportement parental au comportement de l'enfant (et vice versa) comparativement aux résultats que nous obtenons en utilisant des méthodes MCO simples. Examinons, tout d'abord, l'équation de conduite de l'enfant. En ce qui concerne les variables de contrôle de base, nous constatons relativement peu de différences qualitatives. Le « passage à l'acte » augmente lorsque la famille est à faible revenu, augmente lorsqu'il y a plus de frères et sœurs, est moins probable chez les filles que chez les garçons, est moins probable si la PMR a plus de 35 ans, est peu probable si le mode de garde de l'enfant a changé parce que le fournisseur ou le service de garde n'est plus disponible et est plus probable si on déclare que l'enfant n'a pas d'amis intimes[11].

La taille estimée de l'association entre le comportement parental et la conduite de l'enfant est, toutefois, beaucoup plus grande dans les modèles des doubles et triples moindres carrés (plus du double) que dans le modèle MCO. Par exemple, une augmentation d'un point de l'indice de style parental punitif/aversif augmente de 0,202 la cote de la conduite de l'enfant dans le modèle MCO; une augmentation d'un point du style parental punitif/aversif augmente de 0,541 point la cote de conduite de l'enfant dans les modèles des doubles et triples moindres carrés estimés de façon plus appropriée. Le niveau de signification est très élevé dans tous les modèles (p inférieur à 0,0001).

Dans l'estimation selon la méthode des MCO du style parental punitif/aversif, la présence d'un plus grand nombre d'enfants dans la famille et la présence d'un plus grand nombre de personnes dans le quartier sans diplôme d'études secondaires sont toutes deux associées à un comportement

11. En général, on observe des associations négatives entre l'état de faible revenu de la famille et les résultats des enfants (voir Curtis et Phipps, 2000). Toutefois, dans d'autres études (voir Curtis, Dooley et Phipps, 1999) nous avons constaté que l'état de faible revenu de la famille a une incidence plus faible sur la conduite de l'enfant que sur la plupart des autres résultats des enfants étudiés.

parental « pire » (c.-à-d., une cote punitif/aversif plus élevée)[12]. Le comportement parental est « meilleur » (c.-à-d., la cote punitif/aversif est inférieure) lorsque l'enfant est plus âgé, si l'enfant est de sexe féminin ou si la PMR fréquente l'école (plutôt que de travailler contre rémunération)[13]. Dans les estimations selon les méthodes des doubles et triples moindres carrés, toutefois, presque aucune de ces associations ne demeure statistiquement significative (seuls la consommation d'alcool qui est une source tension et le fait que la PMR fréquente l'école demeurent statistiquement significatifs). La taille estimée de l'association triple, environ (p. ex., elle passe de 0,291 dans les estimations MCO à 0,719 dans les estimations selon la méthode des triples moindres carrés).

Le message que véhiculent ces résultats est que divers facteurs socio-économiques (p. ex., la taille de la famille, l'âge et le sexe de l'enfant, l'âge de la mère) ont un effet sur le comportement de l'enfant, mais ces facteurs socio-économiques semblent avoir un effet plus indirect sur le comportement parental dans la mesure où ils amènent l'enfant à changer de comportement, ce qui provoque une réaction chez le parent.

4 *Conclusions*

Dans le présent document, nous tâchons d'aller au-delà des modèles « boîte noire » reliant le comportement de la famille et les réalisations des enfants qui dominent actuellement les ouvrages économiques en modélisant des « stratégies parentales ». Dans la première section importante du document, nous présentons un modèle simple d'interactions entre le parent et l'enfant dans lesquelles le parent *et* l'enfant jouent un rôle. Nous supposons une importante différence entre le parent et l'enfant qui tient à ce que l'enfant a un taux d'actualisation beaucoup plus élevé.

L'un des importants résultats qui découlent du modèle théorique présenté est que le comportement parental ne doit pas être considéré comme un déterminant exogène du comportement de l'enfant, comme cela a été le cas dans bon nombre des études empiriques portant sur le lien entre le comportement parental et les résultats des enfants. Plutôt, il faut modéliser les résultats des enfants et le comportement parental comme étant déterminés simultanément. Par exemple, le parent fait plus d'éloges à l'enfant si celui-ci se conduit bien; recevoir plus d'éloges peut encourager l'enfant à bien se conduire.

À la deuxième grande section du document, nous examinons empiriquement l'idée selon laquelle le comportement du parent et celui de l'enfant sont déterminés simultanément, à partir des données de l'Enquête nationale longitudinale sur les enfants et les jeunes menée par Statistique Canada en 1994. Nous trouvons des preuves manifestes de simultanéité. Il faut donc formuler les politiques avec beaucoup de soin. Il ne faut pas interpréter le « mauvais style parental » comme étant la « cause » de résultats médiocres chez les enfants dans un sens unidirectionnel simple.

12. Signalons que cela suppose qu'il est toujours préférable de discuter calmement que de crier, par exemple, bien qu'il soit possible d'imaginer des scénarios dans lesquels il pourrait être préférable pour un parent de « se défouler » puis de laisser tomber que de poursuivre une « discussion rationnelle » prolongée.

13. Des recherches en cours donnent à penser que, même si le niveau de revenu n'a pas d'effet sur la stratégie parentale fondamentale adoptée par le parent, le stress économique a un effet sur la *cohérence* du comportement parental par rapport à une stratégie donnée.

Les cours d'éducation parentale profiteraient sans doute à la fois aux parents et aux enfants, mais il est peu probable qu'ils soient une panacée. Selon nos résultats, des facteurs socio-économiques sous-jacents ainsi que le style parental sont des déterminants très importants du comportement de l'enfant; les stress dans la vie du parent ont un effet sur le comportement parental observé, mais ce dernier est également une réaction au comportement de l'enfant.

Figure 1. Réaction possible de l'enfant au stress

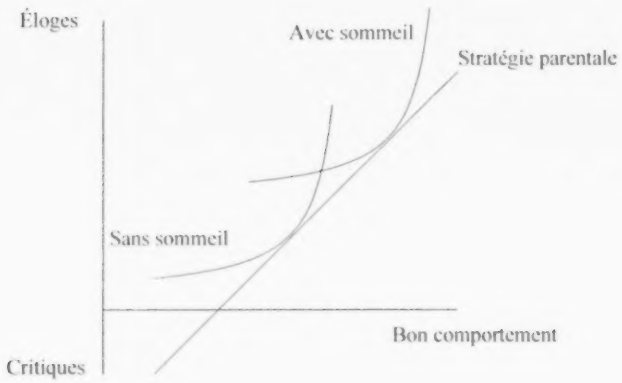

Figure 2. Réaction possible du parent au stress

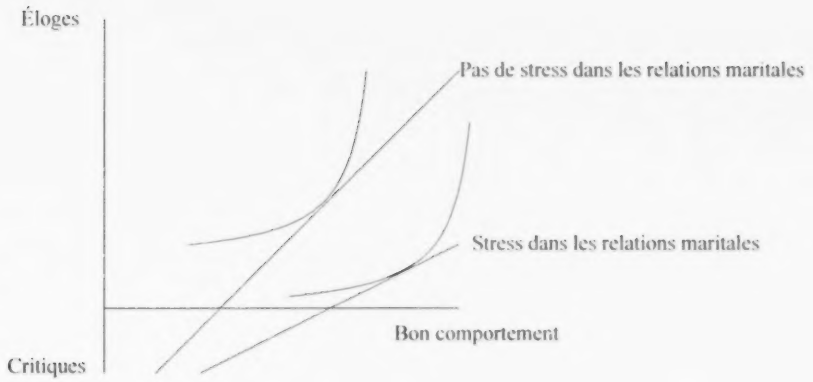

Tableau 1
Modèles parentaux au sein des familles–
Enfants avec frère ou sœur de 4 à 11 ans seulement :
la PMR est le parent biologique des deux enfants

	% d'enfants dont le frère ou la sœur a la même cote parentale	% d'enfants dont le frère ou la sœur a une cote d'un point au-dessus ou au-dessous de la cote parentale	Corrélation de la cote parentale pour l'enfant et la cote parentale pour le frère ou la sœur	Cote moyenne pour la PMR (enfant choisi)	Valeurs minimale, maximale pour l'indice (possibles)
Cote d'interactions positives	18,7 %	50,9 %	0,637	12,48	0,20
Cote de style parental hostile/inefficace	14,1 %	43,0 %	0,552	9,05	0,25
Cote de cohérence	19,1 %	51,4 %	0,672	14,90	0,20
Cote de style parental punitif/aversif	29,4 %	68,8 %	0,676	8,91	4,19

Tableau 2
Moyenne des variables
Enfants de 6 à 11 ans

	Moyenne	Erreur-type
Cote de style parental punitif (aversif)	8,80	0,022
Trouble des conduites – Cote d'agression physique	1,21	0,019
Variable nominale=1 si famille a faible revenu[1]	17,6 %	0,41 %
Nombre d'enfants dans le ménage	2,51	0,011
Âge de l'enfant	8,52	0,018
Variable nominale=1 si l'enfant est de sexe féminin	48,4 %	0,54 %
Variable nominale=1 si la PMR n'a pas terminé ses études secondaires	15,5 %	0,39 %
Variable nominale=1 si la PMR >= 35 ans	66,7 %	0,51 %
Variable nominale=1 si la PMR actuellement ne travaille pas ou ne fréquente pas l'école	28,9 %	0,49 %
Nombre d'heures parentales disponibles – PMR	88,85	0,196
Variable = 1 si le mode de garde a changé parce que le fournisseur/le service de garde n'est plus disponible	1,7 %	0,14 %
Variable nominale=1 si la PMR indique que l'enfant n'a pas d'amis intimes	1,8 %	0,14 %
Pourcentage de la population dans le quartier n'ayant pas terminé ses études secondaires	34,5 %	0,15 %
Variable nominale=1 si la PMR fréquente l'école	8,6 %	0,30 %

1. Un ménage est à faible revenu si le revenu équivalent total du ménage avant impôt est inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent pour l'ensemble des ménages lorsque l'échelle d'équivalence utilisée est celle recommandée par l'OCDE.

Tableau 3
Trouble des conduites – Cote d'agression physique
Enfants de 6 à 11 ans

	Moindres carrés ordinaires – pas de style parental	Moindres carrés ordinaires – spécification complète	Doubles moindres carrés	Triples moindres carrés
Coordonnée à l'origine	1,638* (0,145)	-0,208 (0,162)	-3,287* (1,168)	-3,287* (1,168)
Variable nominale=1 si famille à faible revenu[1]	0,119** (0,053)	0,114** (0,052)	0,107*** (0,056)	0,107*** (0,056)
Nombre d'enfants dans le ménage	0,107* (0,019)	0,088* (0,019)	0,055** (0,024)	0,055** (0,024)
Âge de l'enfant	-0,034* (0,011)	-0,027** (0,011)	-0,015 (0,012)	-0,015 (0,012)
Variable nominale=1 si l'enfant est de sexe féminin	-0,494* (0,037)	-0,443* (0,036)	-0,358* (0,050)	-0,358* (0,050)
Variable nominale=1 si la PMR n'a pas terminé ses études secondaires	0,147* (0,053)	0,133* (0,051)	0,109*** (0,056)	0,109*** (0,056)
Variable nominale=1 si la PMR >= 35 ans	0,169* (0,040)	-0,144* (0,039)	-0,101** (0,045)	-0,101** (0,045)
Variable nominale=1 si la PMR actuellement ne travaille pas ou ne fréquente pas l'école	0,001 (0,050)	0,006 (0,049)	0,014 (0,053)	0,014 (0,053)
Nombre d'heures parentales disponibles – PMR	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,00099 (0,0013)	-0,00099 (0,0013)
Variable=1 si le mode de garde a changé parce que le fournisseur/le service de garde n'est plus disponible	0,651* (0,143)	0,559* (0,139)	0,405** (0,161)	0,403* (0,129)
Variable nominale=1 si la PMR indique que l'enfant n'a pas d'amis intimes	0,760* (0,138)	0,650* (0,134)	0,467* (0,161)	0,469* (0,140)
Cote de style parental punitif (aversif)	--	0,203* (0,009)	0,541* (0,127)	0,541* (0,127)
R au carré corrigé Valeur F	0,036 33,08	0,095 80,48	0,035 28,84	-

1. Un ménage est à faible revenu si le revenu équivalent total du ménage avant impôt est inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent pour l'ensemble du pays lorsque l'échelle d'équivalence utilisée est celle recommandée par l'OCDE.

* statistiquement significatif au niveau de confiance de 99 %
** statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %
*** statistiquement significatif au niveau de confiance de 90 %

Tableau 4
Cote de style parental punitif/aversif
Enfants de 6 à 11 ans

	Moindres carrés ordinaires – pas de conduite de l'enfant	Moindres carrés ordinaires – spécification complète	Doubles moindres carrés	Triples moindres carrés
Coordonnée à l'origine	8,794* (0,184)	8,341* (0,180)	7,677* (0,327)	7,700* (0,325)
Variable nominale=1 si famille à faible revenu[1]	-0,026 (0,064)	-0,055 (0,063)	-0,097 (0,069)	-0,092 (0,068)
Nombre d'enfants dans le ménage	0,099 (0,023)	0,068* (0,022)	0,022 (0,030)	0,022 (0,030)
Âge de l'enfant	-0,039* (0,013)	-0,028** (0,013)	-0,011 (0,015)	-0,011 (0,015)
Variable nominale=1 si l'enfant est de sexe féminin	-0,259* (0,044)	-0,114* (0,043)	0,099 (0,096)	0,099 (0,096)
Variable nominale=1 si la PMR n'a pas terminé ses études secondaires	0,013 (0,064)	-0,023 (0,062)	-0,075 (0,069)	-0,071 (0,069)
Variable nominale=1 si la PMR >= 35 ans	-0,081*** (0,049)	-0,038 (0,048)	0,026 (0,057)	0,022 (0,057)
Variable nominale=1 si la PMR actuellement ne travaille pas ou ne fréquente pas l'école	-0,114*** (0,062)	-0,098 (0,060)	-0,074 (0,065)	-0,080 (0,065)
Nombre d'heures parentales disponibles – PMR	0,0006 (0,002)	0,0008 (0,0015)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
Pourcentage de la population dans le quartier n'ayant pas terminé ses études secondaires	0,845* (0,175)	0,737* (0,170)	0,579* (0,191)	0,502* (0,159)
Variable nominale=1 si la PMR fréquente l'école	-0,398* (0,081)	-0,326* (0,079)	-0,220** (0,093)	-0,255* (0,080)
Trouble des conduites – Cote d'agression physique	--	0,291 * (0,013)	0,719* (0,172)	0,719* (0,171
R au carré corrigé Valeur F	0,013 11,87	0,071 60,00	0,014 11,71	-

1. Un ménage est à faible revenu si le revenu équivalent total du ménage avant impôt est inférieur à 50 % de la médiane du revenu équivalent pour l'ensemble du pays lorsque l'échelle d'équivalence utilisée est celle recommandée par l'OCDE.

* statistiquement significatif au niveau de confiance de 99 %
** statistiquement significatif au niveau de confiance de 95 %
*** statistiquement significatif au niveau de confiance de 90 %

Tableau 5
Solidité des instruments

Conduite de l'enfant			
	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base et aux instruments[1]	MCO appliquée aux seuls instruments
R au carré	0,032	0,038	0,006
R au carré corrigé	0,031	0,036	0,006
Valeur F (tout R=0)	34,70	33,08	26,23
Valeur F (R;~ = 0)	S.O.	25,78	S.O.
Cote de style parental punitif/aversif			
	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base	MCO de forme réduite appliquée aux variables de contrôle de base et aux instruments[2]	MCO appliquée aux seuls instruments
R au carré	0,008	0,014	0,006
R au carré corrigé	0,008	0,013	0,006
Valeur F (tout R=0)	8,98	11,87	24,94
Valeur F (0, = 0)	S.O.	23,26	S.O.

[1] Vs = Mode de garde de l'enfant a changé parce que le fournisseur/le service de garde n'est plus disponible; l'enfant n'a pas d'amis
[2] Vs = PMR fréquente l'école; la consommation d'alcool cause de la tension dans la famille

Tableau 6
Tests des restrictions de l'identification excessive

	R^2	$n*R^2$
Conduite de l'enfant	0,0001	0,8481
Style parental punitif	0,00000007	0,0006

Tableau 7
Tests d'exogénéité d'Hausman

	Valeur t pour H_o: $R^2 = 0$	Valeur p
Style parental punitif prévu dans l'équation de conduite de l'enfant	2,89	0,0038
Équation de conduite de l'enfant prévue dans l'équation de style parental	2,68	0,0074

Bibliographie

Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.

Becker, Gary S. et Nigel Tomes. 1986. « Human Capital and the Rise and Fall of Families ». *Journal of Labor Economics*. 43 : S1–S39.

Celentani, Marco, Drew Fudenberg, David Levine et Wolfgang Pesendorfer. 1996. « Maintaining a reputation against a long-lived opponent ». *Econometrica*. 64 : 3, 691–704.

Chao, Ruth K. et J. Douglas Willms. 1998. « *Do Parenting Practices Make a Difference?* ». Document présenté à la conférence « Investir dans nos enfants : une conférence nationale sur la recherche ». Ottawa, octobre 1998.

Curtis, Lori, Martin Dooley, Ellen Lipman et David Feeny (à paraître). « The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in the Ontario Child Health Study ». *Health Economics*.

Curtis, Lori, Martin Dooley et Shelley Phipps. 1999. « Child Well-Being and Neighbourhood Quality: Evidence from the National Longitudinal Survey of Children and Youth ». Polycopier.

Curtis, Lori, Martin Dooley et Shelley Phipps. 2000. « Does Mother or Father Know Best? An Assessment of Parent/Child Agreement dans l'ENLNEJ». Polycopier.

Curtis, Lori et Shelley Phipps. 2002. « *Impact des ressources économiques sur l'état de santé des enfants et leur succès scolaire : une analyse fondée sur l'ELNEJ.* » N° w-01-1-4E au catalogue. Direction générale de la recherche appliquée stratégique. Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.

Dooley, Martin D., Lori Curtis, Ellen L. Lipman et David H. Feeny. 1998. *Troubles psychiatriques, piètre réussite scolaire et problèmes sociaux chez l'enfant : rôles de la structure familiale et de la faiblesse du revenu.* N° 89-553-XIB au catalogue. Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada. Miles Corak (réd.) Ottawa : Statistique Canada.

Evans, Robert et Jonathan Thomas. 1997. « Reputation and Experimentation in Repeated Games with Long-run Players ». *Econometrica*. 65,5 : 1153–1173.

Feinstein, Leon et James Symons. 1999. « Attainment in Secondary School ». *Oxford Economic Papers*. 51 : 300–321.

Fudenberg, Drew et David Levine. 1989. « Reputation and Equilibrium Selection in Games with a Patient Player ». *Econometrica*. 57 : 759–778.

Fudenberg, Drew et David Levine. 1992. « Maintaining a Reputation When Srategies are Imperfectly Observed ». *Review of Economic Studies*. 59 : 561–579.

Haveman, Robert et Barbara Wolfe. 1995. « The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings ». *Journal of Economic Literature*. 33, décembre : 1829–1878.

Hoghughi, M. 1998. « The Importance of Parenting in Child Health ». *British Medical Journal*. 316 : 1545–1550.

Hou, Feng. 2000. *It Takes Two to Interact: Parenting and Child Behaviours*. Division de la statistique de la santé. Ottawa : Statistique Canada. Polycopier.

Lamborn, Susie D., Nina S. Mounts, Laurence Steinberg et Sanford M. Dornbusch. 1991. « Patterns of Competence and Adjustment Among Adolescents from Authoritative, Authoritarian, Indulgent, and Neglectful Families ». *Child Development*. 62 : 1049–1065.

Leibowitz, Arleen. 1974. « Home Investments in Children ». *Journal of Political Economy*. 82(2), Partie II, Mars-Avril : S111–S131.

McLeod, Jane D. et Michael J. Shanahan. 1993. « Poverty, Parenting, and Children's Mental Health ». *American Sociological Review*. 58 : 351–366.

Phipps, Shelley. 1999. « Economics and the Well-being of Canadian Children ». The Innis Lecture. *The Canadian Journal of Economic*. 32, 5 : 1135–1163.

Pindyck, Robert S. et Daniel Rubinfeld. 1998. *Econometric Models and Economic Forecasts*. Quatrième édition, Boston : McGraw-Hill.

Ross, David, Paul Roberts et Katherine Scott. 1998. « How do Lone-parent Children Differ from All Children? ». Direction générale de la recherche appliquée : Politique stratégique. Développement des ressources humaines Canada. No-W-98-7ED au catalogue.

Schmidt, Klaus. 1993. « Reputation and Equilibrium Characterization in Repeated Games with Conflicting Interests. » *Econometrica*. 61, 2 : 325–351.

Steinberg, Laurence, Susie D. Lamborn, Sanford M. Dornbusch, et Nancy Darling. 1992. « Impact of Parenting Practices on Adolescent Achievement: Authoritative Parenting, School Involvement, and Encouragement to Succeed ». *Child Development*. 63 : 1266–1281.